



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

행정학 석사학위논문

저축은행의 예금자에 의한
시장규율 연구

2014년 2월

서울대학교 행정대학원

행정학과 정책학전공

김진택

저축은행의 예금자에 의한 시장규율 연구

지도교수 김 상 현

이 논문을 행정학 석사학위논문으로 제출함
2013년 12월

서울대학교 대학원
행정학과 정책학전공
김 진 택

김진택의 석사학위논문을 인준함
2013년 12월

위 원 장 _____ 이 석 원 _____ (인)

부위원장 _____ 금 현 섭 _____ (인)

위 원 _____ 김 상 현 _____ (인)

국문초록

최근 들어 금융 산업의 자유화 및 국제화 등으로 전통적 규제 수단인 규제규율의 유효성에 한계가 노출되고, 규제 회피와 포획, 도덕적 해이와 같은 규제규율의 부작용이 부각되면서 이를 보완하는 역할로서 시장규율의 필요성이 더욱 중요하게 인식되고 있다. 이에 따라 많은 나라에서 시장규율에 대한 관심이 지속적으로 제기되었으며 우리나라도 시장규율을 강화하기 위한 조치들을 시행하였다. 본 연구의 주목적은 저축은행 부문에서 예금자에 의한 시장규율이 존재하는 지 여부를 계량적으로 검증하는 데 있다. 시장규율의 존재는 저축은행의 위험변수인 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율에 대응하여 예금자가 예금증가율을 변화시키는 지 여부를 분석하여 검증하였다. 분석대상은 2012년말 현재 영업 중인 저축은행 가운데 2003년부터 데이터가 모두 존재하고 있는 76개 저축은행으로, 2003년부터 2012년까지 10년간 20개 반기 자료로 패널 데이터를 구성하였다. 독립변수인 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율 이외에 종속변수인 예금증가율에 영향을 미칠 수 있다고 예상되는 변수들도 일부 통제하였다. 구체적인 분석과정에서는 예금보험제도와 시장규율의 관계, 시간 경과에 따른 시장규율의 강화 여부에 대한 분석도 함께 실시하였다.

전체적인 분석결과 우리나라의 저축은행 부문에서는 BIS자기자본비율에 근거하여 시장규율이 존재하고 있는 것으로 나타났다. 하지만 예금증가율은 예금금리와 자산규모에 훨씬 민감하게 반응하고 있으며, 고정이하여신비율은 유의하지 않았다. 또한 예금보장 여부에 따라 시장규율의 강도가 큰 차이를 보였다. 보호예금은 예금금리에 아주 민감하게 반응하였으나, 보호한도 초과예금은 보호예금에 비해 BIS자기자본비율에 훨씬 민감하게 반응하였으며, 예금금리는 통계적으로 유의하지 않았다. 시간의 경과에 따라 변화를 살펴본 결과 최근으로

올수록 시장규율이 급격히 약화된 것으로 나타났다. 전반부에는 BIS 자기자본비율과 고정이하여신비율 모두 통계적으로 유의하고 이론적으로 예상한 것과 같은 관계를 보였으나, 후반부에는 시장규율이 전혀 작동하지 않았다. 아울러 저축은행은 예금자의 신호에 일정부분 반응하고 있는 것으로 나타났다. 전기의 예금증가율이 하락하는 경우 금기에 BIS자기자본비율이 일부 개선되고 있었다. 고정이하여신비율은 통계적으로는 유의하였으나 예상과 반대의 관계를 보였다.

본 연구에서 도출된 주목할 만한 결과는 시장규율이 예금규모와 시간의 경과에 따라 뚜렷한 차이를 보이고 있다는 점과 예금자들이 저축은행의 자산 확대를 매우 부정적으로 평가하고 있다는 점이다. 이것은 예금보험제도가 시장규율의 동기를 약화시키고, 시장규율이 작동할 수 있는 여건을 조성하기 위한 여러 정부 정책들이 효과를 발휘하지 못하고 있으며, 리스크 관리가 수반되지 않는 자산 확대가 시장에서 부정적으로 인식되고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 다음과 같은 시사점을 제시하고 있다. 우선, 정부정책과 저축은행의 공시에 대한 신뢰 재구축이 필요하다. 저축은행의 정보공개 및 투명성 강화 등 시장규율의 기초여건을 조성하되 지나친 규제관용을 금지하고 필요한 경우 강도 높은 규제수단을 발동하는 것이 필요하다. 또 예금보험제도가 시장규율의 동기와 유인을 약화시키지 않도록 예금보호한도 조정, 위험을 반영한 예금보험료를 적용 등에 대한 합리적인 검토가 필요할 것으로 보인다. 끝으로 저축은행은 외형 확대 보다는 수익구조를 다양화하고 안정적인 수익을 창출할 수 있는 경영이 이루어지도록 노력해야 할 것이다. 한편 향후 지속적인 연구를 통해 시장규율을 규명할 수 있는 객관적인 지표가 선정된다면 정책당국과 시장참여자에 의해 유용하게 활용될 수 있을 것으로 보인다.

주요어 : 시장규율, 예금증가율, BIS자기자본비율, 고정이하여신비율, 예금보험제도
학 번 : 2012-21983

목 차

제 1장 서 론 1

제 1 절 연구 동기 1

제 2 절 연구의 목적 및 필요성 3

제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 검토 6

제 1 절 이론적 배경 6

1. 금융기관 규제 의 필요성 및 한계 6

2. 시장규율 8

제 2 절 선행연구 검토 12

1. 국외연구 12

2. 국내연구 16

3. 선행연구와의 차이점 20

제 3 장 연구문제 및 연구방법 22

제 1 절 연구문제 및 주요 변수 설정 22

1. 연구문제 22

2. 변수의 설정 24

제 2 절 변수간 상관관계 분석 및 기초 통계량	32
1. 변수간 상관관계 분석	32
2. 변수의 기초 통계량	35
제 3 절 자료수집 및 연구방법	38
1. 데이터 및 분석기간	38
2. 계량모형	40
제 4 장 실증분석 결과	43
제 1 절 기본분석(표본기간 전체, 총예금 기준)	43
제 2 절 예금보험제도와 시장규율	46
1. 5천만원이하 예금자에 의한 시장규율	46
2. 5천만원초과 예금자에 의한 시장규율	50
3. 예금보험제도와 시장규율의 관계	52
제 3 절 시간에 따른 시장규율의 변화(총예금 기준)	54
1. 전반부의 시장규율(총예금 기준)	55
2. 후반부의 시장규율(총예금 기준)	57
3. 시간에 따른 시장규율의 변화(총예금 기준)	59
제 4 절 추가 분석	61
1. 소액예금자의 규율행위의 변화	61
2. 고액예금자의 규율행위의 변화	65
제 5 절 예금자의 규율에 대한 저축은행의 반응	69

제 5 장 결론 및 논의	71
---------------------	----

제 1 절 연구결과 요약 및 시사점	71
---------------------------	----

1. 분석결과 요약	71
------------------	----

2. 연구의 의의 및 시사점	73
-----------------------	----

제 2 절 연구의 한계 및 제언	76
-------------------------	----

참고문헌	78
------------	----

부 록	82
-----------	----

Abstract	110
----------------	-----

표 목차

[표 3-1] 변수에 대한 설명	31
[표 3-2] 변수들 간의 상관관계 분석결과	33
[표 3-3] 변수의 VIF 값	34
[표 3-4] 종속변수의 기초 통계량(단위 : %)	35
[표 3-5] 독립변수의 기초 통계량(단위 : %)	36
[표 3-6] 통제변수의 기초 통계량	37
[표 4-1] 기본 분석 결과(분석기간 : 2003년~2012년)	44
[표 4-2] 5천만원이하 예금의 분석결과(분석기간 : 2003년~2012년)	47
[표 4-3] 5천만원초과 예금의 분석결과(분석기간 : 2003년~2012년)	51
[표 4-4] 예금액에 따른 시장규율의 차이(분석기간 : 2003년~2012년)	53
[표 4-5] 전반부의 시장규율(총예금 기준)	56
[표 4-6] 후반부의 시장규율(총예금 기준)	58
[표 4-7] 시간에 따른 시장규율의 변화 분석(총예금 기준)	60
[표 4-8] 5천만원이하 소액예금자의 시장규율의 변화	63
[표 4-9] 5천만원초과 고액예금자의 시장규율의 변화	66
[표 4-10] 시기별·금액별 시장규율의 차이 비교	68
[표 4-11] 예금자의 시장규율에 대한 저축은행의 반응	70

그림 목차

[그림 3-1] 분석대상 저축은행의 보호한도 초과 및 이하 예금 비중 추이(단위 : %)	25
[그림 3-2] 분석대상 저축은행의 BIS자기자본비율 및 고정아하여신비율 추이(단위 : %)	36
[그림 3-3] 분석기간 중 금리 변화 추이(단위 : %)	39

부록 목차

[부록 1] 기본분석결과(총예금기준, 분석기간 : 2003년~2012년)	82
[부록 2] 5천만원이하 예금의 분석결과(분석기간 : 2003년~2012년)	85
[부록 3] 5천만원초과 예금의 분석결과(분석기간 : 2003년~2012년)	88
[부록 4] 전반부(2003년~2008년)의 시장규율(총예금기준)	91
[부록 5] 후반부(2009년~2012년)의 시장규율(총예금기준)	94
[부록 6] 5천만원이하 예금자의 시장규율의 변화	97
[부록 7] 5천만원초과 예금자의 시장규율의 변화	99
[부록 8] 하우스만 검정(Hausman test) 결과	101

제 1 장 서 론

제 1 절 연구 동기

대부분의 국가에서 금융 산업은 잘 발달된 시스템에 의해 매우 강력하게 규제받고 있다. 금융 산업에 대한 정부의 감독과 규제가 이루어지는 중요한 목적은 소액예금자를 보호하고 금융시스템의 안정을 유지하는 것이다. 하지만, 정부의 규제에도 불구하고 지속적으로 발생하고 있는 은행을 비롯한 예금기관의 실패사례는 정부 규제가 완전하지 않다는 것을 보여주고 있으며, 금융기관에 대한 감독과 규제 방식에 있어 변화의 필요성을 인식하는 계기가 되었다. 특히 최근 들어 금융 산업의 자유화 및 세계화의 진전, 새로운 금융상품의 개발 등으로 전통적인 규제수단의 유효성이 한계를 노출하고 있으며, 이러한 문제 인식에 기초하여 선진국의 감독당국은 시장규율에 대한 관심과 중요성을 지속적으로 제기하여 왔다. 이러한 맥락에서 지난 2011년 발생한 부실저축은행에 대한 대규모 영업정지조치는 전통적인 규제규율을 통한 규제와 감독 방식의 변화 필요성에 시사하는 바가 크다고 할 수 있다.

정상적인 경영과정에서 경영상태가 악화되고 경쟁에서 도태된 저축은행이 시장에서 퇴출되는 것은 시장경제에서 나타날 수 있는 자연스런 과정이라고 할 수 있다. 하지만 경제전체에 유동성을 공급하는 역할을 담당하는 은행을 비롯한 예금기관의 특성상 저축은행의 부실화는 일반기업의 부실에 비해 훨씬 큰 사회적·경제적 비용을 초래하게 된다. 만일 정부규제가 본연의 기능을 수행하고 있다면 구조조정의 충격을 완화하고 그 과정에서 초래되는 비용과 파장을 최소화할 수 있을 것이다. 그러나 부실저축은행에 대한 대규모 구조

조정 과정에서 나타난 현상은 정부의 규제와 감독이 제 기능을 올바르게 수행했다고 보기 어렵다. 그동안 정부 당국은 저축은행 산업의 경쟁력을 강화한다는 이유로 명칭변경, 일부 저축은행에 대한 대출규제 완화, 저축은행간 M&A 추진 등의 규제완화 정책을 시행하였다. 그러나 이러한 규제완화 정책은 저축은행의 대주주와 경영진의 도덕적 해이 등과 어우러져 저축은행의 재무구조를 악화시키는 결과를 초래하였고, 극심한 사회적·경제적 혼란과 비용의 발생으로 이어졌다. 또한 저축은행에 대한 정기검사 및 특별검사 등 금융당국의 지속적인 검사와 감독에도 불구하고 부실징후를 조기에 발견하는데 실패하였고, 규제주체가 규제대상에 포획되고 규제유예가 이루어진 사례가 입증되기도 하였다. 물론 저축은행 사태의 가장 1차적인 책임은 저축은행 대주주, 경영진 등의 불법행위 및 도덕적 해이와 규제당국의 정책실패에 있다고 할 수 있을 것이다. 그러나 저축은행의 예금자들도 시장에 참여하고 있는 시장의 주체로서 그에 상응하는 책임과 의무를 완전히 부인하기는 어렵다. 우리나라도 다른 많은 나라와 마찬가지로 소액예금자를 보호하고 금융시스템의 안정을 목표로 예금보험제도를 운용함으로써 일정 금액까지 법으로 예금을 보호하고 있다. 소액예금자의 입장에서 자신들을 대신하여 저축은행에 대한 감시와 감독 업무를 수행하고 있는 예금보험기구가 존재하고 있음에도 비용과 시간을 투입하여 저축은행을 직접 감시하는 것은 예금자 입장에서 비합리적이고 비효율적일 수 있다. 그럼에도 불구하고 예금자의 지나친 도덕적 해이는 금융기관의 과도한 위험추구 행위를 조장함으로써 부실을 초래하고 확대시킬 우려가 있어 사회적으로 바람직하지 않다. 따라서 정부당국은 저축은행에 대한 규제완화 정책과 더불어 시장규율이 작동할 수 있는 여건을 조성하는 정책을 시행하였다. 저축은행의 공시의무를 강화하고 공시의무 위반행위를 처벌함으로써 시장규율의 기본 전제라고 할 수 있는 정보 공개를 강화한 것이 그

예라고 할 수 있다. 그러나 2011년 당시 확인된 예금자들의 반응은 정부당국이 의도한 방향으로 시장규율이 작동 하였는지에 대해 의문을 갖게 하기에 충분하다. 예를 들어 구조조정 초기 발생한 뱅크런(bank-run)은 시장규율의 극단적인 형태로서 평상시에 시장규율이 존재하고 있고, 정상적으로 작동하고 있었다면 훨씬 완화된 형태로 표출됨으로써 혼란을 줄일 수 있었을 것이다. 또한 저축은행의 부실 가능성이 언론을 통해 지속적으로 보도되고 있는 상황에서 오히려 예금이 증가하였던 현상¹⁾은 예금자에 의한 시장규율의 존재에 대한 회의적인 사례라고 볼 수 있을 것이다. 이러한 상황에서 저축은행 부문에서 시장규율의 존재여부를 검증하는 분석은 그동안의 정부 정책의 효과성을 살펴보고 시사점을 제시할 수 있는 의미 있는 연구가 될 수 있을 것이다.

제 2 절 연구의 목적 및 필요성

금융기관 건전성 제고를 위한 시장규율의 중요성은 정책당국자들이 시장규율의 역할을 인식하면서 더욱 중요하게 다루어지고 있으며, 바젤Ⅱ에서는 시장규율을 정책 틀 안으로 채택하였다. 바젤Ⅱ는 최저 자기자본 규제(Pillar 1) 및 은행의 감독기능 강화(Pillar 2)와 더불어 은행의 리스크 수준과 자본적정성 등에 대한 정보공시 범위를 확대하고 정보의 질을 제고하도록(Pillar 3) 하고 있다. Pillar 3의 주요 목적은 시장참여자에게 은행의 자본과 위험 포트폴리오, 리스크 평가 절차에 관한 핵심 정보를 제공함으로써 시장규율을 강화하기 위한

1) 실제 2011년 9월 영업정지 조치가 취해진 일부 저축은행의 경우 부실화 가능성이 언론에 꾸준히 노출되고 있는 상황에서도 신규예금이 오히려 증가하였다.

것이다. 우리나라의 금융당국도 저축은행의 공시 의무를 강화하고 공시의무 위반에 대한 벌칙을 강화하는 등 시장규율이 작동할 수 있는 여건을 조성하기 위해 지속적으로 노력하였다. 저축은행 부문에서 예금자에 의한 시장규율의 작동 여부에 대한 검증은 이러한 감독 당국의 정책 효과를 평가하고 평가결과의 피드백을 통해 올바른 정책 방향을 제시하는데 중요한 의미를 가질 수 있을 것이다. 경제현상에 대한 정확한 판단은 정부 정책이 당초 의도하고 있던 효과를 나타내고 있는지에 대한 평가를 할 수 있는 정보와 근거를 제시하는 기초 자료가 될 수 있다. 시장규율이 정부 규율과 상호보완적인 역할을 수행하면서 금융안정망의 일부를 담당할 수 있다는 점에서 중요성이 커지고 있음은 의심의 여지가 없다. 특히, 경제가 침체되면서 경기 침체의 직접적인 영향을 받는 서민 경제와 밀접한 금융 서비스를 제공하고 있는 저축은행의 영업환경이 악화되고 단순한 수익구조로 다른 금융기관에 비해 경쟁력이 상대적으로 취약한 저축은행에 있어 시장규율의 존재는 더욱 중요한 이슈라고 할 수 있다. 하지만, 지금까지 저축은행을 대상으로 예금자에 의한 시장규율의 존재를 검증하는 연구는 매우 제한적으로 이루어져 왔다. 이에 본 연구는 우리나라의 저축은행 부문에서 예금자에 의한 시장규율이 존재하는 지 여부를 계량적으로 검증하고자 한다. 보다 구체적으로는 시장규율이 작동할 수 있는 환경 조성을 위한 정부 정책의 효과를 살펴보고 예금보험제도가 시장규율의 동기를 약화시키고 있는 지 여부를 확인하기 위해 시간별, 금액별 분석을 함께 실시하고자 한다. 시간에 따라 시장규율이 강화되고 있다는 결과가 도출된다면 정부 정책의 방향이 올바르게 설정되고 정책 의도가 실현되고 있음을 의미한다고 볼 수 있다. 그러나 시장규율이 강화되고 있다는 가정을 지지하지 못할 경우 시장규율의 작동을 방해하는 원인을 치유하거나 새로운 정책 대안을 고려할 필요가 있을 것이다. 금액에 따른 차이도

마찬가지 결론을 도출할 수 있다. 예금자가 보유하고 있는 예금 규모에 따라 시장규율의 존재에 차이가 존재하고, 그러한 차이가 예금자의 도덕적 해이를 조장하고 시장규율을 약화시키고 있다면 예금보험제도의 개선 필요성이 제기될 수 있을 것이다. 따라서 저축은행 부문에서 예금자에 의한 시장규율의 존재 여부를 실증적으로 확인하는 것은 향후 금융시스템 안정과 소액예금자 보호를 위한 효율적인 정부 규제 정책을 수립하고 시행하는데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다.

이하 제2장에서는 시장규율에 관한 이론적 배경 및 선행연구를 살펴본다. 제3장에서는 연구문제와 연구방법을 제시하고, 제4장에서는 분석결과를 세부적으로 설명한 후 제5장에서 분석결과를 요약하고 결론과 시사점을 제시하고자 한다.

제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 검토

제 1 절 이론적 배경

1. 금융기관 규제의 필요성 및 한계

공공규제는 시장권력(market power)이나 외부효과(externalities) 또는 시장 구성원 간 비대칭 정보(asymmetric information) 때문에 발생할 수 있는 시장 실패에 의해 정당화된다. 금융 중개(financial intermediation)라는 맥락에서 볼 때 은행은 금융시장에서 직접금융을 조달할 수 없는 차입자를 선별(screening)하고 감시(monitering)함으로써 정보의 비대칭성으로 인해 발생하는 문제들을 완화시키는 고유한 역할을 수행하고 있다(Diamond and Dybvig, 1983). 하지만, 은행이 비대칭정보로 인해 발생할 수 있는 시장실패를 완전히 해결하지 못하고 심지어 새로운 시장 실패를 만들어 내는 것이 얼마든지 가능하다. 특히, 은행이나 저축은행 등 예금기관은 유동적인 예금을 통해 자금을 모집하여 비유동적인 대출에 투자하기 때문에 예금인출 사태에 대해 태생적인 취약성을 보유하고 있으며(Klausner and White, 1993), 다른 기관으로의 전염이 쉽게 발생함으로써 금융의 불안정성이 단기간에 확산되는 경향이 있다. 이는 한 기관의 부실이 자산 취약성의 신호로 작용하고 이러한 신호에 예금자가 반응하여 다른 모든 금융기관의 지급능력에 의문을 품게 만들 수 있기 때문이다. 더욱이, 은행의 부실화는 일반기업 등 비금융기관 성격의 경제주체가 실패하는 경우에 비해 훨씬 큰 사회적 비용을 초래하는 것이 일반적이다. 또한 금융기관을 통해 공급되고 있는 통화와 금융기관이 구축한 지급시스템은 공공재의 성격을 지니고 있다고 볼 수 있다. 통화나

지급시스템은 경제를 구성하고 있는 모든 경제주체들이 충분히 신뢰하고 적극적으로 활용할 때 존재가치를 갖게 되며 기능의 효율성이 높아지기 때문이다. 이러한 이유로 은행 등 예금기관의 위험추구 행위에 대한 규제와 감독이 필수적이라고 할 수 있다. 특히, 대공황의 경험은 미국뿐만 아니라 거의 대부분의 나라에서 은행 규제에 아주 깊은 영향을 미쳤으며, 그 결과 금융 산업은 대부분의 선진국에서 잘 발달된 시스템에 의해 매우 강력하게 규제받고 있다. Allen 등(2001)은 금융산업에 대한 감시와 규제의 목적은 시스템리스크와 소액예금자를 보호하는데 있으며, 시스템리스크란 금융시스템에 피해를 입힐 수 있는 갑작스럽고 예기치 못한 사건이라고 정의하고 있다(Allen and Herring, 2001). 만약 이러한 충격에 대비한 명확하고 신뢰성 있는 조치가 존재하지 않는다면 시장 참여자들은 부실하다고 의심되는 금융기관으로부터 예금을 인출함으로써 스스로를 보호하려는 시도를 하게 되며, 이로 인해 금융 위기가 증폭될 것이다. 한편, 예금자들은 일반적으로 금융기관에서 제공하는 정보를 정확하게 평가하는 능력이 부족하고 정보비대칭에 직면하고 있어 결과적으로 역선택(adverse selection)에 직면할 수 있다. 이러한 정보비대칭 문제를 완화하기 위해 정부는 규제규율을 통해 금융기관의 정보를 사전(ex ante)에 공개하도록 하고 있고, 사후적(ex post)으로는 강력한 민형사상 제재를 통해 금융기관이 비대칭 정보를 제공하는 것을 억제하고 있다. 그러나 금융기관과 감독당국 사이에 근본적으로 존재하고 있는 정보비대칭이나 주인-대리인(principle-agent) 문제, 정치적인 고려 또는 기타 다른 이유로 인한 관용 등으로 금융기관이 정부에 의해 사전적으로 적절하게 규제받지 못할 수 있다. 최근 들어 급속도로 진전되고 있는 금융의 자율화와 국제화, 새로운 금융상품의 개발 등도 규제규율이 제대로 작동하지 못하게 하는 요인이 되고 있으며, 금융시장에 대한 규제완화 조치로 각종 규제가 폐지되면서 정부의 규제규율만으로는

금융기관의 다양한 영업활동을 규율하는데 한계가 있다. 금융의 국제화로 인해 국가 간 자본이동이 자유롭고 빨라지게 되고 국내 금융 시장과 국제 금융시장의 동조화, 거래의 복잡화 및 다양화 현상도 국내의 경제 상황만을 고려한 규제만으로는 금융시장의 안정을 유지하는 데 장애요인으로 작용하고 있다. 특히 오늘날처럼 복잡한 금융 환경에서 금융 시스템의 건전성과 안정성 보장을 위해서는 막대한 비용이 소요되거나 한정된 인력과 자원으로서는 이를 충당하기 곤란한 것이 현실이다. 이러한 이유로 정부의 규제규율만으로는 적절하게 대응하기 어려워짐에 따라 이를 보완할 수 있는 추가적인 규율수단인 시장규율의 중요성에 대한 인식이 더욱 증가하고 있다.

2. 시장규율

(1) 시장규율의 개념

시장규율의 개념에 대해서는 여러 문헌에서 다양하게 정의되고 있지만 가장 넓은 의미의 시장규율은 시장 참여자가 은행의 과도한 위험추구 행위(risk-taking behavior)를 감시하고 규율하는 행위를 지칭한다 (Stephanou, 2010). Berger(1991)는 은행부문에서의 시장규율이란 주주나 예금자, 채권자 같은 사적 영역의 경제주체가 은행의 위험추구 행위로 추가되는 손실에 대응하여 적절한 행동을 취하는 것으로 정의하였다. Bliss and Flannery (2000)는 시장 규율의 개념은 시장에 대한 감시 (market monitoring)와 영향력 행사(market influence)라는 두 개의 구성요소를 포함하고 있다고 하였다. 시장 감시(market monitoring)는 시장참여자가 금융기관 경영상태의 변화를 정확하게 이해하고 평가 결과를 해당 기관의 주가에 신속하게 반영하는 것을 말하며, 금융 기관의 경영자들이 반응해야 한다고 간주하는 시장신호(market

signal)를 생성해 낸다. 영향력 행사(market influence)는 경영상태의 부정적인 변화에 대응하기 위한 기관이나 경영자의 반응을 불러 일으키는 절차를 말하며, 보유주식이나 채권 등의 처분, 요구수익률 인상, 추가적 신용공여나 만기연장의 제한, 예금인출, 거래중단, 경영권 교체 등의 조치가 사례가 될 수 있다.

Bliss(2003)는 시장규율이 많은 부분 주인-대리인 문제(principal-agent problem)를 해결하기 위한 것이라고 제안하면서 시장 참여자를 경영자와 주주, 채권자로 구분하여 각각의 주체가 수행하는 기능을 설명하였는데 채권자에는 원금이 보장되지 않는 신용제공자와 비보호예금자도 포함하고 있다. 주주는 금융기관의 경영악화로 손실이 발생하는 경우 주식을 매도하여 주가를 하락시킴으로써 신호를 만들어 낸다. 대주주의 경우에는 이사회나 주주총회에서의 의결권을 통해 경영진의 영업 행태에 영향을 미치거나 경영진을 교체함으로써 보다 직접적인 규율을 수행한다. 주주들이 행하는 시장규율은 효율적인 주식시장을 통해 거의 실시간으로 신호를 보낸다는 장점이 있지만 소유구조가 분산되어 있는 경우 효과적인 영향력 행사가 어려운 단점이 있다. 채권보유자는 채권의 신규 발행 시 자금조달비용이나 자금의 가용성에 영향을 미쳐 규율기능을 행사하게 된다. 통상 채권보유자는 대규모 자금 조달이 가능한 기관이나 채권 전문 운용기관 등이 많기 때문에 금융기관의 위험 추구 행위에 대한 감시 및 영향력 행사에서 우월한 기능을 수행한다고 볼 수 있다. 또한 예금보험제도와 같이 투자 원금 보장에 대한 안전 장치가 마련되어 있지 않다는 점도 높은 감시 유인을 제공한다. 예금자는 금융기관의 위험추구 행위에 대응하여 금리 인상을 요구하거나 예금인출 등을 통해 시장규율 기능을 수행한다. 그러나 예금자의 경우 일반적으로 금융기관의 경영 상태를 정확하게 파악할 수 있는 정보가 부족하고 예금보험제도가 시행되는 경우에는 시장 감시 유인이 저하될 우려가 있다.

(2) 시장규율의 기능 및 조건

은행은 여러 가지 이유로 사회적으로 바람직한 수준보다 높은 수준의 부실위험을 감수하게 된다(Baumann and Nier, 2003). 우선 은행은 위험자산을 선택할 때 모든 예금자의 이해관계를 모두 고려하지 않는다. 또 부실위험이 다른 기관이나 금융시스템, 나아가 경제 전반에 미치게 될 부수적인 피해(collateral damage)를 고려하지 않는다. 이러한 이유 때문에 금융시스템의 건전성 유지와 금융시장의 안정성 유지에 시장규율의 역할이 더욱 중요하게 된다. Peria and Schmuker(2001)는 시장규율이 다음과 같은 장점을 가지고 있다고 제시하고 있다. 첫째, 시장규율은 정부 보증이 초래하는 은행의 과도한 위험을 추구 유인을 감소시킨다. 둘째, 시장규율은 상대적으로 비효율적인 은행을 보다 효율적으로 운영되도록 하거나 이를 이행하지 않을 경우 금융 산업에서 퇴출시키는 압박으로 작용해 효율성을 향상시킬 수 있다. 셋째, 감독기관이 우량 은행과 부실 은행을 구별할 수 있는 시장의 역량에 더 많은 통제권을 부여한다면 은행 감독에 따른 사회적 비용을 낮출 수 있다. 그러나 현실에서는 다양한 요인들이 시장규율을 제한하고 있다. 예를 들어, 예금자들이 자신들의 예금에 대해 명시적이거나 암묵적으로 예금보호를 받고 있다면 은행의 건전성을 모니터하고자 하는 유인이 감소될 수 있다. 또, 은행이 전문화된 정부 당국의 감독을 받고 있다면, 투자자나 예금자는 정부의 감독에 무임승차(free ride)하려는 유인을 갖게 될 수 있다(Baumann and Nier, 2003). 예금보험제도나 사실상 존재하고 있는 대마불사 정책에 대한 인식도 시장규율을 약화시킬 수 있다(Bliss, 2003). 따라서 시장규율이 효과적으로 작동하기 위한 여건을 마련하는 정책이 필요하다. Crockett(2002)은 시장규율이 금융의 안정을 효과적으로 보장하기 위한 전제조건으로 충분한 정보와 정확한 정보처리 능력, 정당한 인센티브,

규율이 실현될 수 있는 메커니즘의 존재라는 네 가지를 제시하고 있다. Stephanou(2010)는 시장규율의 개념과 작동을 설명하는데 정보와 정보공개, 시장참여자, 규율 메커니즘, 내부통제라는 네 가지 개념을 이용하고 있다. Baumann and Nier(2003)는 시장규율이 효과적으로 작동하기 위해 만족 되어져야할 조건으로 다음의 세 가지를 제시하고 있다. 첫째, 투자자들은 은행이 부실화될 때 자신들이 손실의 위험을 안고 있다는 것을 고려하고 있으며, 은행의 위험자산에 대한 시장의 반응 변화가 은행과 은행 경영자에게 비용을 발생시키며, 마지막으로 시장은 은행의 리스크 수준을 측정할 수 있는 정확한 정보를 보유해야 한다는 것이다.

Blum(2002)은 예금보장여부와 시장규율의 관계를 규명하는 연구에서 은행의 예금이 보호받고 예금자가 은행의 위험을 관찰할 수 있다면, 은행의 리스크 선택이 효율적일 수 있다는 것을 보여주었다. 이것은 은행이 더 높은 리스크를 추구하게 되면 예금자들이 더 높은 보상을 요구하기 때문에 은행이 리스크를 선택할 때 그 선택이 예금자에게 미치는 영향을 고려하기 때문이라고 판단하였다. Blum(2002) 등의 연구는 시장규율이 필요로 하는 조건들이 다음의 세 가지 핵심요인을 포함하고 있다고 제시하고 있다. 첫째, 시장규율의 효과성은 정부의 예금보장 정도에 달려있다. 명시적 보장이든 암묵적 보장이든 정부에 의한 예금보장은 시장규율의 유인을 제한하게 된다. 둘째, 시장규율의 효과성은 은행이 비보호예금을 통해 조달하는 자금의 정도에 달려 있다. 비보호예금의 비중이 클수록 은행이 부실화될 때 더 많은 비용이 소요된다. 셋째, 시장규율의 결과는 은행의 리스크 선택에 관한 관찰가능성의 정도에 달려있다. 많은 실증연구들이 시장참여자들이 은행의 리스크를 구별해 내고 그러한 리스크가 존재하는 환경에 따라 가치를 부여할 수 있다는 가정을 지지하고 있다.

제 2 절 선행연구 검토

1. 국외연구

시장규율은 행사주체와 수행되는 시장에 따라 발현되는 경로와 강도 등이 모두 다르다. 시장규율의 주체는 주주와 예금자, 채권 보유자 등으로 거래 당사자로서 규율행위를 수행하고 있으며, 시장 규율에 관한 연구도 주가와 CD시장, 예금보험제도, 후순위채 등과 연계되어 이루어졌다. 그 가운데 주가를 이용한 연구에서는 비교적 일관성 있는 결과를 보여주고 있다. Pettway(1980)는 대형 상업은행에 대한 금융 감독당국의 검사와 감독정보가 유일한 가치가 있다는 믿음을 검증하기 위한 연구를 진행하였다. Pettway는 만약 감독당국이 갖고 있는 정보만이 유일한 가치가 있다는 믿음이 맞다면 시장가격과 수익 데이터는 이러한 비밀스런 정보를 반영하지 않을 것이며, 정부 당국의 규제는 은행의 주가에 기여하지 않을 것이라고 가정하였다. 이와 달리, 실제로 도산한 은행의 시장수익률이 도산하지 않은 은행과 비교하여 차이가 있거나, 문제가 있는 은행으로 분류된 은행 명단이 공개되기 전에 수익률이 변한다면 감독기관의 정보는 고유한 것이 아니며, 대형 은행의 주식시장이 은행을 규제하는 역할을 수행할 것이라는 관점에서 연구를 진행하였다. 이러한 연구에서 그는 감독 당국의 검사정보와 등급정보가 유일한 변수가 아니라는 결과를 얻었다. 즉, 시장이 은행 규제 역할을 담당하고 있으며, 더욱이 시장 위험의 변화 시기가 문제은행을 분류해내는 감독당국의 검사보다 앞서고 있다고 보고하고 있다.

Cornell and Shaprio(1986)는 1982년 멕시코의 모라토리엄 선언 이후 1982년과 1983년 사이 미국의 43개 대형은행 주주들의 수익률을

자산과 부채의 함수로 측정하였다. 연구결과 해외 대출에 관하여 공식적으로 활용가능한 정보가 없었음에도 불구하고 시장이 은행들의 라틴아메리카의 대출 익스포저를 구별할 수 있었다고 보고하고 있다. 이와 유사하게 1982년 멕시코의 모라토리엄 선언과 주식시장의 수익률을 분석한 Bruner and Simms, JR(1987) 등도 시장이 빠르게 학습하고 있으며, 대출 익스포저에 대한 신뢰할 만한 정보가 없는 경우에도 투자자들이 뉴스에 이성적이고 빠르게 대처하고 있다고 함으로써 시장규율을 인정하고 있다. Brewer and Lee(1986)도 은행이 직면하고 있는 위험은 자산의 구조나 질, 유동성 그리고 자본적정성과 수익성 같은 재무제표뿐 아니라 시장의 결과물인 주가를 통해서도 판단할 수 있다고 하였다. 주식시장에서 시장규율에 관한 앞선 연구들은 모두 시장규율의 존재하고 있다고 보고하고 있다. 그러나 Randall(1989)은 시장규율의 작동에 부정적인 결과를 보고하고 있다. 그는 1980년대에 상대적으로 많은 손실을 초래한 것으로 알려진 은행 지주회사의 주가 움직임을 조사하여, 주식 시장이 은행의 위험을 규율하지 않기 때문에 주식가격 하락이 위험추구에 관한 정보에 선행하지 않는다고 결론 내렸다. 하지만, Randall의 연구는 주식가격의 결정요인에 관한 통계적 연구가 아니라 하나의 사례연구(case study)라는 약점을 갖고 있으며, 그러한 연구의 경우 연구 시점에 따라 결과가 왜곡될 가능성이 있다는 비판을 받고 있다.

시장규율이 발현되는 또 다른 중요한 경로는 후순위채권이나 예금보장에서 제외되는 고액예금을 보유하고 있는 은행의 채권자들이 더 높은 금리를 요구하거나 예금을 인출함으로써 은행을 징벌하는 것이다. 그러나 주식시장에 관한 연구와 달리 CD시장 및 예금보험제도와 후순위채에 관한 연구는 훨씬 다양한 결과가 보고되고 있다. 미국시장에서 보호대상에서 제외되는 고액 CD에 부과되는 이자율이나 자산위험이나 시장리스크를 반영하는 지 여부에 대해 많은 연구가

이루어졌으며, 대다수의 연구가 비보호 예금이 대차대조표와 시장에서 측정되는 리스크를 반영하고 있다는 결과를 보고하고 있다(Brewer & Mondschen, 1994; Cargill, 1989; Cook & Spellman, 1994). Kobayashi(2007)는 1998년부터 2003년까지 일본의 은행 자료를 이용하여 CD금리 및 발행규모와 은행의 리스크 간의 관계를 실증적으로 분석하였다. 해당 연구에서 분석시점을 1998년부터 설정한 이유는 1998년부터 은행 공시가 의무화됨에 따라 자료의 신뢰성이 향상되었기 때문이라고 설명하고 있으며, CD 시장이 은행의 리스크에 매우 민감하게 반응한다는 결과를 도출하였다. 실증 결과에 따르면 여러 위험지표 가운데 CD금리는 자본적정성에 민감하고 CD 발행규모는 ROA에 민감하게 반응하고 있음을 알 수 있다. 특히, 그는 CD 보유자가 은행의 리스크에 민감하며 규제규율을 보완하는 시장규율을 실행한다고 제시하면서, 은행에 의해 발행된 CD가 일본 은행의 시장규율을 향상시켰다고 결론 내리고 있다. Baer and Brewer (1986)는 대차대조표상의 회계지표 대신 시장리스크를 이용하여 은행의 주식변동성이 CD금리에 미치는 효과를 분석하였으며, 유의한 양(+)의 관계가 있음을 발견하였다. 반면, Crane(1976)은 요인분석을 사용하여 CD 금리의 결정요인들을 규명하는 연구를 실시하였는데, 이익률(profit rate)과 자본비율(capital ratio)을 반영하는 요인이 CD 금리를 설명하는데 유의하지 않았다고 보고하고 있어 시장규율의 효과를 지지하지 않았다.

은행의 리스크와 고객예금의 규모사이의 관계를 실증적으로 분석한 Calomiris and Wilson(2004)은 은행이 고위험을 추구할수록 비보호 예금의 증가율이 떨어진다고 보고하였다. Billet, Garfinkel, and O'Neal (1998)은 신용평가회사인 무디스가 은행의 신용등급을 조정할 때 보호예금 규모가 어떻게 변화하는 지를 연구하였다. 이 연구에서 신용등급이 강등된 은행이 보호예금을 증가시킨다는 것을 발견하였으며, 은행의 리스크가 커질 경우 비보호예금의 비용을 줄이기 위해

비보호예금을 줄이고 보호예금을 증가시킨다고 주장하였다. 이와 달리 Crabbe and Post (1994)는 예금자에 의한 시장규율의 증거를 발견하지 못하였다. 예금보험제도와 시장규율과의 관계를 규명하기 위한 연구는 주로 위험한 은행이 더 높은 예금금리를 지급하고 있는지 여부와 위험한 은행의 예금증가율이 더 낮은지 여부를 검증하는 방식으로 이루어졌다. 먼저 위험한 은행이 더 높은 금리를 지급하는 지 여부를 미국의 사례를 통해 분석한 연구에서 Baer and Brewer(1986), Hannan and Hanweck(1988) 등은 고액 CD와 부분적으로 보호받지 못하는 CD 금리가 은행의 위험을 반영하고 있다는 것을 발견하였다. 위험한 은행의 예금이 감소하는 지 여부를 검증한 연구에서 Park(1995)과 Park and Peristiani(1998)는 1980년대 리스크가 큰 금융기관일수록 예금증가율이 낮았다고 보고하고 있으며, 예금증가율이 도산 가능성과 음(-)의 관계가 있다는 것을 발견하였다. 또, Demirgüç-Kunt and Huizina(2004)는 예금보험제도와 시장규율과의 관계에 관한 나라별 연구에서 예금보험제도가 예금금리를 낮추는 동시에 은행이 리스크를 추구하는 행위에 대한 시장규율의 동기를 낮추고 있다고 보고하고 있다.

한편, Avery, Belton and Goldberg(1988)는 은행이 발행하는 후순위 채권을 중심으로 시장규율의 효과를 측정하였는데, 은행이 발행한 장기채권의 리스크 프리미엄이 경영성과를 측정하는 전통적인 회계 지표 및 FDIC에 의해 부과되는 차등보험료율(risk-related insurance premium)과 유의하지 않았다. 즉 후순위채를 통한 시장규율이 취약하다고 보고하고 있다. 반면 Flannery and Sorescu (1996)는 은행이 발행하는 사채의 금리와 은행의 리스크 간에 유의한 관계가 있으며 채권보유자들이 개별 은행의 신용 리스크를 구분하고 있음을 발견하였다.

2. 국내연구

국내 금융회사를 대상으로 예금자에 의한 시장규율을 분석한 연구는 그리 많지 않으며 연구대상도 주로 은행에 집중되어 있다. 박형근(2002)은 1990년부터 2001년 중 우리나라의 예금자들이 은행의 위험을 규율하였는지 또 은행은 그러한 예금자의 규율에 반응하였는지를 계량모형을 이용하여 실증적으로 분석하였다. 더불어 1996년 예금보험제도의 도입, 2001년 부분보호제도로의 복귀 등을 전후한 기간 동안 시장규율이 존재하였는지 여부도 함께 살펴보았다. 종속 변수는 총예금증가율과 예금금리를 사용하였으며, 은행 재무변수를 위험변수로 사용하였다. 박형근(2002)에 따르면 예금자들은 개별은행의 경영위험 지표의 차이에 따라 예금증가율과 예금 금리를 통해 시장 규율을 행사한 것으로 나타났다. 예금증가율은 자기자본비율과 유동성 비율 그리고 대출금비율에 대해서 통계적으로 유의한 반응을 보였으며, 예금금리도 자기자본비율과 대출비율에 대해 통계적으로 유의한 반응을 보였다. 기간별 추정결과에 따르면 1997년 금융위기 이전에 현저하게 나타났다. 금융위기 이후인 1998년~2000년 중에는 정부소유 은행의 증가와 예금의 전액보호로 약화되었으며, 2001년 1월~8월 중에는 동년도 초부터 예금부분보호제도가 실시됨에 따라 다시 나타난 것으로 분석하였다. 또한 예금자의 규율에 대해 은행이 반응하는 지를 검증해 본 결과 전기에 다른 은행보다 낮은 예금증가율을 보인 은행은 금기에 일부 경영위험 지표가 개선되는 것으로 나타났다. 특히 자기자본비율의 경우 통계적으로 매우 유의성을 보여 예금자의 시장규율에 대한 은행의 개선노력이 자기자본 확대 위주로 이루어졌음을 보여주고 있다. 그는 이러한 실증분석 결과를 토대로 우리나라의 예금시장에서 예금자에 의한 시장규율이 어느 정도 작동하여 왔다고 결론내리고 있다.

전선애(2002)는 외환위기 전후 우리나라 금융시장에서 시장규율의 존재 및 변화여부를 살펴보기 위해 예금액의 변동에 초점을 맞추어 분석하였으며, 예금의 보호여부에 따라 시장규율의 정도가 상이한지도 분석하였다. 이를 위해 1996년 1/4분기~2002년 1/4분기까지의 분기별 자료를 이용하였으며, 예금자에 의한 시장규율의 변화를 분석하기 위해 전체 분석기간을 세 개의 기간으로 나누어 분석하였다. 분석결과 분석대상 기간과 예금의 종류 및 은행 군에 따라 상이한 정도의 시장규율이 존재한다고 보고하였다. 일반은행을 우량은행과 부실은행, 대형은행과 소형은행으로 구분하여 실시한 분석에서 우량은행과 소형은행의 저축성예금의 경우 시장규율이 존재하고 있다고 보고하고 있다. 또한 외환위기 이후 예금의 전액보호 발표 이후 존재하지 않던 시장규율이 금융구조조정이 진전되고 부분보호제도로 환원되면서 다시 확립되고 있는 것으로 나타남으로써 부분보호제도를 통해 예금보험제도가 야기하는 도덕적 해이 문제를 어느 정도 완화할 수 있다고 하였다.

송홍선(2006)은 2001년 1/4분기부터 2005년 2/4분기까지 부분보호 제도로 복귀 이후 시점에 초점을 맞추어 은행을 대상으로 실증분석을 실시하였다. 다만 앞의 두 연구와 달리 예금보호 대상에서 제외되는 5천만원 초과 예금을 분석대상으로 설정하였는데, 이는 고액 예금자들의 경우 정상적인 금융상황 아래서도 은행의 경영위험에 관심을 가지고 예금자 규율을 적극적으로 행사할 유인이 있기 때문이라고 말하고 있다. 송홍선(2006)에 의하면 우리나라 은행시장에서 예금자 규율이 뚜렷하게 관찰되지는 않지만 몇몇 위험변수들에 대해 예금자들이 통계적으로 유의한 신호를 보내는 것으로 나타났다. 특히, 규모와 부실채권비율(NPL)이 높은 은행일수록 고액 비보호예금은 상대적으로 줄어들었으며, 상대적으로 높은 금리를 제시하는 것으로 나타났다. 이와 달리 앞의 두 연구에서 비교적 유의한 변수였던 BIS자기자본

비율은 대체로 통계적으로 유의하지 않았다. 이에 대해 그는 금융 구조조정 결과 2001년부터 모든 은행의 BIS자기자본비율이 상당히 개선되어 은행 건전성을 변별할 수 있는 지표로서 유의성이 상당히 약화된 반면, 부실채권은 그 이후에도 상당기간 은행 간 격차가 존재하였기 때문이라고 해석하고 있다. 한편 예금자들은 은행 규모에 매우 민감한 것으로 나타났다. 거의 모든 모형에 걸쳐 통계적으로 유의하게 규모가 큰 은행에 대해 상대적으로 더 많은 고액 비보호 예금을 저축하고 있는 것으로 나타났다.

저축은행을 대상으로 한 연구는 이민환(2006)과 박정희(2009)의 연구가 유이한데, 두 연구는 서로 다른 결과를 도출하고 있다. 이민환(2006)은 비보호예금과 보호예금 모두에 대해 BIS자기자본비율과 담보대출비율, 고정이하여신비율, 유동성비율, 경비율, 예금금리를 독립변수로 설정하여 예금자규모의 존재여부를 분석하였다. 해당 연구의 분석결과에 의하면 비보호예금의 증가는 자산의 건전성을 나타내는 변수인 담보대출비율 및 고정이하여신비율에 대해 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 다만 일반적인 예상과는 달리 담보대출비율은 음(-)의 상관관계를, 고정이하여신비율은 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 분석되었다. 자본적정성을 나타내는 지표인 BIS자기자본비율은 통계적으로 유의하지 않은 결과를 얻었다. 반면 비보호예금은 예금금리와 자산의 크기에 대해 통계적으로 유의하게 상관이 있다는 결과를 얻었다. 보호예금을 종속변수로 실시한 분석에서도 비보호예금과 마찬가지로 예금금리에 민감하게 반응하며 저축은행의 자산 규모에 의존하여 예금을 결정하는 것으로 판단하였다. 한편 2003년 이후로 시기를 한정하여 실시한 분석에서는 전체기간에 걸쳐 유의한 관계를 보였던 예금금리에 대해 보호예금과 비보호예금 모두 통계적으로 유의하지 않은 결과가 나타났다. 특히 보호예금의 경우 BIS자기자본비율과 담보대출비율에 대해 통계적으로 유의하며 양(+)의 상관

관계가 있는 것으로 분석되어 보호예금의 증가가 저축은행의 위험성을 일정부분 반영하는 것으로 추정하였다. 이에 대해 이민환(2006)은 보호예금자가 저축은행 부실가능성의 심각성을 인식한 시점에 이르러서는 일정부분 예금자규율이 작동하고 있는 것으로 볼 수 있지만, 일반적으로는 비보호예금과 보호예금 모두 시장규율이 작동하는 것으로 판단하기는 어렵다고 결론내리고 있다. 예금자들은 저축은행의 위험도 보다는 이와 무관하게 제시되는 금리수준과 규모에 민감하게 반응한다고 판단하였으며, 저축은행의 지역별 특성을 검증한 결과에서도 예금자규율이 존재하지 않고 있음을 보고하였다.

박정희(2009)는 2003년 상반기부터 2007년 하반기까지의 반기 자료를 이용하여 저축은행에 시장규율이 존재하는지에 대해 실증 분석을 실시하였다. 그는 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율에 초점을 두고 분석하였으며, 보호한도 이내 또는 초과여부를 고려하지 않고 전체 예금의 증감률을 종속변수로 설정하였다. 통제변수로는 자산규모, 유동성비율, 예대율, 자기자본이익률(ROE), 예금금리, 경비율, GDP, 시장금리, 주식수익률, 주택가격을 채택하였으며, 영업정지의 효과도 함께 분석하였다. 분석결과 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율 모두 예금증가율과 유의한 관계를 나타내고 있어 표본 기간 중 저축은행에 시장규율이 존재한다고 판단하였다. 두 지표 모두 유의하였지만 BIS자기자본비율의 영향이 고정이하여신비율보다 더 큰 것으로 나타났다. 또한, 시간이 흐르면서 자기자본비율에 대한 민감성이 증가하고, 초기에는 유의하지 않던 고정이하여신비율이 유의성을 가지는 것으로 나타났는데, 그는 이를 경영공시의 누적 효과가 존재하는 것으로 판단하였다. 한편, 영업정지의 영향을 고려하는 경우 고정이하여신비율에 대한 예금자의 민감도가 크게 증가하는 것으로 분석되었다. 수도권과 비수도권을 구분하여 지역별 특성을 고려한 분석에서도 시장규율의 정도에 차이가 없는 것으로

보고하고 있다. 이러한 결과는 이민환(2006)의 연구와 서로 다른 결과²⁾를 보여주고 있으며, 이민환(2006)의 연구에서 유의하게 나타났던 예금금리와 예금증가율 간에도 유의미한 관계가 도출되지 않았다.

3. 선행연구와의 차이점

시장규율의 존재 여부를 살펴보기 위해 예금 증가율과 주요 경영 지표 및 거시경제 지표를 사용하여 분석하는 방법은 앞선 연구와 크게 다르지 않다. 다만 종속변수인 예금 증가율과 통제변수의 선택에서 선행연구와 일부 차이가 있다. 가장 최근에 이루어진 박정희(2009)의 연구에서는 예금보호한도 구분 없이 총예금을 종속변수로 설정하여 분석하였다. 하지만 본 연구는 예금보호한도인 5천만원 이하 예금과 초과예금을 구분한 분석을 추가하였다. 보호 예금의 경우 저축은행이 영업정지 되는 경우에도 예금보험기구를 통해 원금을 보전받을 수 있고, 정리방식에 따라서는 이자 손실도 전혀 발생하지 않고 있다. 하지만 보호한도를 초과하는 예금자의 경우에는 이자손실은 물론 원금의 일부손실이 불가피하다. 따라서 예금의 보호여부에 따라 예금자의 시장규율의 동기 및 유인에 차이가 있을 수 있음을 고려하기 위한 선택이었다. 또한 앞의 연구들에서 채택하였던 예금금리 변수를 다르게 적용하였다. 기존 연구들에서는 재무제표에 표시된 예금 평잔과 이자지급액을 사용하여 사후적으로 계산된 예금금리를 사용하였다. 하지만 본 연구에서는 저축은행이 사전에 적용한 금리를

2) 이민환의 연구에서 저축은행의 부실이 가시화된 2003년부터 2005년 상반기 까지를 대상으로 실시한 분석에서는 보호예금에 한해 일정부분 예금자규율이 작동하는 것으로 나타나고 있으나, 전체 분석기간에서는 예금자규율이 제대로 작동하지 않고 있다.

채택하였다.

한편, 선행연구들에서는 저축은행이 지역밀착형 금융기관인 점을 고려하여 지역별 분석을 시도하고, 영업정지가 있었던 지역과 그렇지 않은 지역을 비교분석하였지만 본 연구에서는 지역별 분석은 실시하지 않았다. 그 이유는 2011년 이후 대규모 영업정지 조치로 거의 모든 지역에서 동일한 영업정지 효과가 있었으며, 저축은행이 지역을 기반으로 영업하고 있지만 각종 공시자료나 언론 보도 등을 통해 다른 지역의 저축은행 상황에 의해서도 얼마든지 영향을 받을 수 있다고 판단했기 때문이다. 이에 대신하여 본 연구에서는 시기를 구분하여 분석을 실시하였다. 기준시점은 2008년 서브프라임 모기지 사태로 글로벌 금융위기가 발생하고 시장금리가 급격하게 변동한 점을 고려하여 2003년~2008년과 2009년~2012년으로 구분하였다.

제 3 장 연구문제 및 연구방법

제 1 절 연구문제 및 주요 변수 설정

1. 연구문제

시장규율의 동기와 유인, 방법 그리고 강도는 어떤 금융시장에서 어느 주체에 의해 규율이 이루어지는가에 따라 모두 다르다. 예를 들어, 채권보유자들(bondholders)은 상승 잠재력보다는 부도를 피하는데 더 많은 관심을 갖는 반면, 주주들(stockholders)은 기대수익이 추가적인 위험보다 많다면 위험한 투자를 선호할 수 있다(Bliss and Flannery, 2001). 본 연구는 우리나라의 저축은행 부문에서 예금자에 의한 시장규율이 존재하는 지 여부를 연구문제로 설정하고 이를 검증하기 위해 시작하였다. 예금자에 의한 시장규율은 예금자가 거래하고 있거나 또는 향후 거래하고자 하는 저축은행의 자본 적정성과 자산 건전성 등 경영 상태에 기초하여 자신들의 예금 규모를 축소하거나 확대시킴으로써 저축은행의 과도한 위험추구 행위를 억제하는 것이라고 정의하였다. 일반적으로 예금자에 의한 시장규율이 구체적으로 발현되는 방식은 위험한 금융기관에 대해 더 높은 금리를 요구하는 방법과 위험한 금융기관으로부터 예금을 인출하는 방법이 있다. 금리를 통한 규율행위는 주로 CD나 채권시장에서 나타나며, 많은 연구들이 CD시장이나 후순위채권을 이용하여 시장규율을 분석하고 있다(Peria and Schmuker, 2001; Baer and Brewer, 1986; Hannen and Hanweck, 1988; Kobayashi, 2007 등). 그러나 우리나라의 경우 저축은행은 단순 예금만을 취급하고 있기 때문에 예금자가 금리를 매개로 저축은행의 위험추구행위를 규율하는 것은 용이하지 않다.

후순위채권을 이용하여 저축은행을 규율하는 것 또한 현실적으로 실현가능한 방법이라고 하기 어렵다. 기본적으로 일부 저축은행만이 후순위채권을 발행하고 있으며, 제한적으로 발행되고 있는 후순위채권도 정책적 고려에 의해 결정되는 경우가 일반적이다. 또한 발행주기가 비정기적일 뿐 아니라 길기 때문에 이를 통한 예금자의 규율이 적용될 여지는 거의 없다고 볼 수 있다. 따라서 현재 우리나라의 시장 상황에서 예금자가 저축은행을 규율할 수 있는 방법은 예금의 인출이나 신규 예치를 통한 규율이 거의 유일하기 때문에 위와 같이 정의하였다. 이러한 정의에 따라 저축은행의 위험추구 행위와 예금자의 행동변화를 분석하여 시장규율의 존재여부를 판단하고자 하였다.

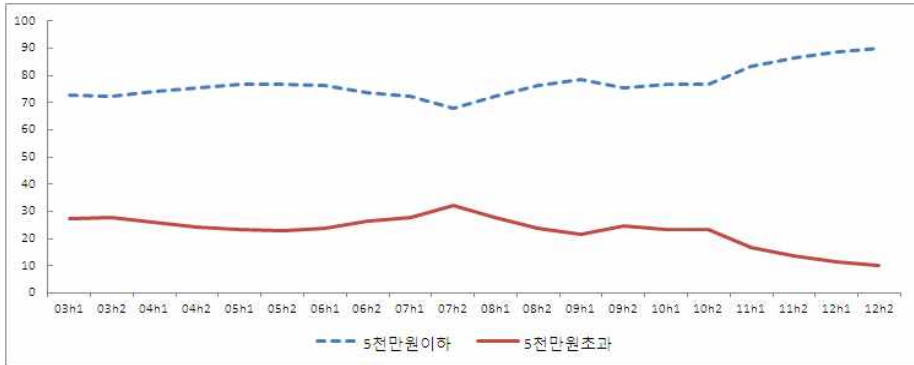
저축은행의 위험추구 행위를 측정하는 지표로서 독립변수로 BIS 자기자본비율과 고정이하여신비율을 선정하였으며, 예금자의 행동변화를 측정하는 지표로서 예금증가율을 종속변수로 선정하였다. 예를 들어 BIS자기자본비율이 하락하는 경우 다음 기간의 예금증가율이 하락한다면 예금자에 의한 시장규율이 존재하고 있다고 해석할 수 있을 것이다. 마찬가지로 논리로 고정이하여신비율이 상승하는 경우 예금증가율이 하락한다면 역시 시장규율이 존재하고 있다고 해석할 수 있다. 보다 세부적으로 예금보험제도가 시장규율의 동기를 감소시키는 지 여부와 시간에 따라 시장규율이 강화 되었는지 여부를 살펴보고자 한다. 한편, 보다 포괄적인 의미에서 시장규율이 작동하고 있는지를 판단하기 위해서는 예금자들의 규율신호에 저축은행이 어떻게 반응하는 지를 분석해 볼 필요가 있을 것이다. 따라서 예금증가율의 변화가 저축은행의 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율에 미치는 영향을 분석함으로써 예금자들이 저축은행의 위험추구 행위를 규율하고 있는 가를 실증적으로 검증하고자 한다.

2. 변수의 설정

(1) 종속변수 : 예금증가율

본 연구는 예금증가율을 종속변수로 채택하여 계량분석을 실시하고 있다. 예금증가율은 예금의 전기 대비 증가율로서 저축은행이 금융감독 당국에 정기적으로 보고하고 있는 업무보고서 상 예금 잔액을 사용하였으며, 예금보험공사를 통해 확인하였다. 연구에 따라서는 보호 한도를 초과하는 예금을 예치하고 있는 예금자만이 금융기관에 대한 감시 및 선별 유인을 가질 것으로 상정하여 한도 초과예금만을 분석하기도 하며, 일부 연구는 한도 초과 예금과 한도 이내예금의 구분이 어렵고 한도 이내 예금자의 경우에도 기회비용 등을 고려하여 시장규율의 동기가 있을 것으로 상정하여 모든 예금을 대상으로 하기도 한다. 본 연구에서는 예금보장 여부에 따라 시장규율의 동기가 다를 수 있다는 가정이 합리적이라는 판단과 자료의 정확성이 담보될 수 있는 점을 고려하여 금액을 구분한 분석을 함께 실시하고 그 결과를 비교 하였다. 통상 보호한도를 초과하는 예금의 규모가 크지 않기 때문에 예금의 증감을 통한 규율 효과에 대해 의문이 제기될 수도 있을 것이다. 그러나 5천만원이하 예금자와 초과 예금자의 시장규율 행동의 차이를 규명하는 것은 예금보험제도의 개선과 연관 되어 유용한 시사점을 제공해줄 수 있다는 점에서 구분의 의의를 찾을 수 있을 것이다. 한편, <그림3-1>은 저축은행의 보호예금과 한도초과예금의 비중을 보여주고 있다. 보호한도 초과예금의 비중은 2007년 하반기 까지 완만하게 증가하다가 2008년부터 2009년까지 감소하기 시작하였으며, 2009년 이후 약간 증가하다 2010년 하반기부터 다소 급격히 감소하였다. 해당 시점은 저축은행의 부실화 문제가 제기되고 구조조정에 대한 논의가 본격적으로 제기되고 있던 시점과 일치하고 있다.

[그림 3-1] 분석대상 저축은행의 보호한도 초과 및 이하 예금 비중 추이(단위 : %)



(2) 독립변수 : BIS자기자본비율, 고정이하여신비율

금융기관에 대한 규제가 주로 자본적정성과 자산건전성 감독을 통해 이루어지고 있으며, 시장규율이 정부규제를 보완하는 의미를 가진다는 점을 고려하여 우선 저축은행의 경영공시기준에 포함되는 경영지표 중 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율을 독립변수로 채택하였다. 두 지표는 소위 88 클럽(BIS자기자본비율 8%이상, 고정이하여신비율 8% 이하인 저축은행)이라고 불리는 건전한 저축은행을 나타내는 지표로 사용되었으며, 금융당국에 의해 공식적으로 건전성을 인정받고 공시됨으로써 예금자들이 거래할 저축은행을 선택하고 예금의 인출 또는 추가 여부를 결정하는데 직접적으로 활용할 수 있는 중요한 판단 기준이 될 수 있다.

BIS자기자본비율은 위험가중자산에 대한 자기자본의 비율을 나타내며 저축은행의 위험도를 평가할 수 있는 가장 대표적인 지표라고 할 수 있다. 위험가중자산은 저축은행의 자산을 위험도에 따라 차등 부여된 가중치를 적용하여 산출한 것을 말하며, 자기자본은 저축은행이 직접적인 금융비용을 부담하지 않고 장기적으로 운용할 수 있는 안정된 자본이기 때문에 동 비율이 높을수록 건전하다고 할

수 있다. 동 비율은 [(자기자본 + 보완자본 - 공제항목) / 위험가중 자산 × 100]으로 계산되며, 본 연구에서는 각 저축은행이 금융 감독 당국에 정기적으로 보고하는 업무보고서 상 비율을 사용하였다. 예금자에 의한 시장규율이 정상적으로 작동한다면 BIS자기자본비율이 하락하면 예금증가율을 낮추고, 동 비율이 상승할 때 예금 증가율을 높일 것으로 예상할 수 있다. BIS자기자본비율 충분히 높다는 것은 저축은행이 지급불능에 처한 경우에도 이를 상쇄할 만한 자기자본을 보유하고 있다는 것을 의미하며 예금자의 손실이 발생할 가능성이 낮아지기 때문이다.

고정이하여신비율은 자산건전성 분류기준에 따라 분류된 저축은행의 여신 중 고정이하여신의 비중이며 [고정이하여신 / 총여신 × 100]으로 계산된다. 본 연구에서 사용한 비율은 저축은행의 업무보고서상 명시된 고정이하여신과 총여신을 이용하여 계산하였다. 자산건전성 분류는 금융 기관이 보유하고 있는 자산의 건전성을 유지하기 위해 금융감독원장이 정한 기준에 따라 자산의 건전성 정도를 정상, 요주의, 고정, 회수의문, 추정손실의 5단계로 분류하는 것을 말한다. 이같이 자산의 건전성을 분류하는 목적은 보유자산의 건전성 정도를 평가함으로써 불건전 자산의 발생을 예방하고 이미 발생한 불건전 자산의 조기 정상화를 촉진하여 자산운용의 건전화를 도모하려는 것이다. 고정이하여신비율 자산의 건전성을 나타내는 지표로서 리스크가 높은 은행일수록 동 비율이 높아지게 되며, 동 비율이 높다는 것은 대출 실행 시 심사가 충분하지 못하다는 것을 의미하기도 한다. 고정이하여신비율은 BIS자기자본비율과 예금자에게 함께 가장 익숙하고 가장 유용하게 활용되고 있는 지표라고 할 수 있다. 예금자에 의한 시장규율이 정상적으로 작동하는 경우 음(-)의 부호를 예상할 수 있으며, 이는 고정이하여신비율이 높아질 때 예금액은 감소한다는 것을 의미한다. 한편, 예금자들이 현재 시점에 예금의 신규 및 인출이라는 의사결정을

할 때 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율은 전기($t-1$ 기) 자료를 활용한다고 가정하는 것이 합리적이라고 판단되어 두 변수 모두 전기($t-1$ 기)말 자료를 활용하였다.

(3) 통제변수

독립변수 이외에 예금 증가율에 영향을 미칠 수 있을 것으로 판단되는 변수를 통제하였다. 우선 예금금리를 채택하였는데 이는 일반적으로 예금자가 예금의 의사결정을 함에 있어 예금금리가 1차적인 판단근거로 작용할 수 있기 때문이다. 통상 예금금리에 의한 시장규율을 분석하기 위해서는 예금자가 감수하는 위험에 상응하는 프리미엄이 지불되는가를 검증하여야 한다. 하지만 사전적으로 적용된 위험프리미엄을 정확히 측정하기는 어렵다. 이런 이유로 기존 연구에서는 주로 사후적으로 계산된 예금금리를 이용하였다. 저축은행을 대상으로 시장규율의 존재여부를 분석한 이민환(2006)과 박정희(2009)는 저축은행의 재무자료를 이용하여 해당 기간에 실제로 지급한 예금이자를 예금평잔으로 나누어 금리를 계산하여 적용하였다. 하지만 사후적으로 계산된 금리의 경우 해당 기간에 지급된 예금이자 실제로는 해당 기간 이전에 예금을 신규취급하면서 적용된 금리로서 분석시점과 시차가 존재³⁾할 뿐만 아니라 중도해지 시 지급된 이자 등이 모두 포함되기 때문에 금리 변화에 따른 예금자의 행동 변화를 예측하는데 오류가 발생할 가능성이 있다고 할 수 있다⁴⁾. 본 연구

3) 저축은행의 정기예금 가운데 1년짜리 정기예금의 비중이 가장 높은 비율을 차지하고 있기 때문에 통상 1년 가까운 시차가 존재하고 있다고 추정할 수 있다.

4) 두 연구에서 활용한 방법으로 예금금리를 계산하였을 때 예금금리의 기술적 통계를 살펴보면 최소값 1.49, 최대값 10.24로서 현실 금리와 다소 동떨어져 있음을 알 수 있다.

에서는 각 저축은행이 분기말 기준으로 보고하고 있는 업무보고서 상 금리를 변수로 채택하여 타당성을 높이하고자 하였다. 분석에 적용된 금리는 저축은행이 보고하는 1년만기 정기예금 최저 및 최고 금리의 평균으로 하였다. 다만, 정기예금 금리는 의무보고사항이 아니기 때문에 일부 저축은행의 경우 보고하지 않았거나 또는 일부 누락된 기간이 존재하였다. 또한 오류가 명백한 것으로 판단되는 사례도 있었다. 이런 경우에는 한국은행에서 작성하여 공고하는 저축성예금 가중평균 금리 중 저축은행권 1년 정기예금금리를 활용하여 보완하였다. 예금금리의 적용시점은 예금자들이 예금의 의사결정을 하는 경우 해당 기에 제시되는 금리를 기준으로 결정한다고 가정하는 것이 합리적이라고 판단되어, 앞의 두 독립변수와 달리 현재시점(t 기)의 자료를 활용하였다. 예금금리의 부호는 양(+)¹의 관계를 예상하였다.

담보대출비율은 예금자의 손실위험을 감소시키는 변수로 채택하였다. 담보대출이 높을 경우 저축은행이 부실화되는 경우에도 저축은행이 향후 배당 등을 통해 회수할 수 있는 가능성이 커지게 되므로 손실 가능성이 낮아질 수 있다. 이는 예금자의 손실도 낮아질 수 있음을 의미하기 때문에 예금증가율과 양(+)²의 관계를 예상하였다.

ROA는 자산관리의 효율성을 측정하는 지표로 예금자의 손실위험을 감소시키는 변수로 채택하였다. 이론적으로 은행은 이익을 축적함으로써 자기자본을 증가시킬 수 있으며, 따라서 더 많은 이익을 얻는 은행이 더 많은 자기자본을 보유할 수 있고 예상치 못한 손실에 적절히 대처할 수 있다. 따라서 ROA가 높은 저축은행일수록 손실위험이 감소하기 때문에 예금자의 선택에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이며, 예금증가율과 양(+)³의 관계를 예상하였다.

유동성비율은 저축은행의 유동성 위험을 측정하는 지표로 역시 예금자의 손실위험을 감소시키는 변수로 채택하였다. 기본적으로 유동적인 부채인 예금을 모집하여 비유동적인 자산인 대출에 투자

하는 영업형태를 영위하는 특성상 저축은행은 언제든지 유동성 위기에 처할 수 있는 위험을 안고 있다. 그러므로 유동성비율이 높을수록 만기가 도래한 예금에 대한 지급능력뿐만 아니라 예상치 못한 예금인출 사태에 대한 대응 역량도 커지게 된다. Park(1995), Martinez-Peria and Schmukler(2001) 등의 연구는 유동성비율과 금리 사이에 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 보여주었으며, 비보호예금의 규모와는 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보여주었다. 본 연구에서도 예금증가율과 양(+)의 관계를 예상하였다.

예대율은 총예금에 대한 총대출 비율을 말하며, 예금자의 손실 위험을 높이는 변수로 채택하였다. 예대율은 오버론(over loan)의 정도를 나타내는 지표로 사용되며 자산구성을 평가하는 기준이 된다. 예대율이 낮을수록 자산구조가 안정적이라고 할 수 있으나, 지나치게 낮으면 안정적이지만 이익이 적어지게 된다. 본 연구에서는 음(-)의 관계를 예상하였다.

자산규모는 저축은행의 규모에 따른 영향을 통제하기 위해 총자산에 자연로그 값을 취하여 채택하였다. 많은 선행연구들은 예금자들이 TBTF (Too-big-too-fail) 정책에 의해 정부당국은 규모가 큰 은행에 더 많은 관용을 베풀고 있다고 믿기 때문에 시장규율을 약화시킨다고 주장하고 있다. 이민환(2006)의 연구에서도 예금자가 규모에 민감하게 반응하며, 규모가 큰 저축은행일수록 예금증가율도 높게 나타나고 있음을 보여주고 있다. 본 연구에서도 선행 연구들의 일반적인 결론에 기초하여 자산규모가 확대되면 영업정지 가능성을 낮게 보는 경향이 있을 것으로 판단하고 예금증가율과 양(+)의 부호를 예상하였다. 담보대출비율, ROA, 유동성비율, 예대율, 자산규모 변수는 예금자의 의사결정에 활용할 수 있는 자료를 선택하기 위해 $t-1$ 기 자료를 이용하였다.

경비율은 지역밀착형营业을 영위하는 저축은행의 경영 특성을

반영하여 채택한 변수이다. 실제로 저축은행은 고객을 대상으로 활발한 예금유치 활동을 벌이고 있으며, 임직원의 예금유치 활동이 강화되면 예금이 증가할 것으로 예상할 수 있다. 각종 캠페인 및 홍보 활동 등의 강화는 판매관리비를 증가시키게 되며, 이러한 논리로 판매관리비의 증가와 예금증가율의 관계를 설정하고 양(+)의 부호를 예상하였다. 한편 예금유치 노력이 강화되면 해당 기간에 예금이 증가한다고 예상하는 것이 합리적이라는 판단에 따라 경비율 변수는 t 기 자료를 이용하였다.

개별 저축은행의 위험도를 나타내는 저축은행 특성지표와 함께 모든 저축은행에 동일한 영향을 미칠 수 있는 거시경제 변수로 GDP와 시중은행의 예금금리, 주식수익률, 주택가격을 통제변수에 포함하였다. GDP는 경기변동에 매우 민감한 저축은행의 특성을 반영하여 거시경제 환경을 통제하기 위하여 선정하였으며, 시중은행의 예금금리와 주식수익률, 주택가격은 예금의 대체재의 성격을 갖고 있는 변수로서 통제하였다. 특히 시중은행의 예금금리는 저축은행의 예금금리와의 관계에서 매우 유의미한 변수라고 예상할 수 있다. 저축은행을 이용하는 예금자들이 금리에 매우 민감하다고 인식되는 상황에서 시중은행 금리에 대한 반응을 통해 그러한 인식의 근거를 확인할 수 있기 때문이다. 거시경제 변수들과 예금증가율과의 관계는 GDP는 양(+)의 부호를 예상하였으며, 나머지는 대체재 성격임을 감안하여 음(-)의 부호를 예상하였다. 또한 거시경제 통제변수는 당시의 경제 환경과 해당 시점에 대체관계에 있음을 고려하여 t 기 자료를 사용하였다. [표 3-1]은 각 변수의 조작적 정의와 예상부호를 보여주고 있다.

[표 3-1] 변수에 대한 설명

변수명	측정방법	예상부호
예금 증가율	$(\text{금기예금} - \text{전기예금}) / \text{전기예금}$	종속변수
BIS자기 자본비율	$(\text{자기자본} + \text{보완자본} - \text{공제항목}) / \text{위험가중자산} \times 100$	(+)
고정이하 여신비율	$\text{고정이하여신} / \text{총여신}$	(-)
예금금리	업무보고자료	(+)
담보 대출비율	$\text{담보대출} / \text{총대출}$	(+)
ROA	$\text{자산수익률}(\text{당기순이익} / \text{자산})$	(+)
유동성비율	$\text{유동자산} / \text{유동부채}$	(+)
예대출	$\text{대출잔액} / \text{예금잔액}$	(-)
자산	$\log(\text{총자산})$	(+)
경비율	$\text{판매관리비와 일반관리비} / \text{자산(평균)}$	(+)
GDP	$(\text{금기 실질GDP} - \text{전기 실질GDP}) / \text{전기 실질GDP}$	(+)
시중은행 금리	예금은행 정기예금(6개월~1년)의 가중평균 예금금리 (신규취급 기준)	(-)
주식 수익률	$(\text{금기 종합주가지수} - \text{전기 종합주가지수}) / \text{전기 종합주가지수}$	(-)
주택가격	$(\text{금기 주택가격지수} - \text{전기 주택가격지수}) / \text{전기 주택가격지수}$	(-)
영업정지	영업정지	

제 2 절 변수간 상관관계 분석 및 기초 통계량

1. 변수간 상관관계 분석

설명변수들이 강한 선형관계를 가질 경우 OLS(Ordinary Least Square) 추정량이 좋은 추정량이 될 수 없다. 이에 변수들 간의 관계를 살펴 보기 위해 상관관계 분석을 먼저 실시하였다. 상관관계분석은 변수 간의 일반적인 관계가 아니라 선형관계만을 측정하는 것으로 상관 계수는 -1과 1 사이의 값을 가지며 절대값이 1에 가까울수록 상관 관계가 뚜렷하다는 것을 의미한다. 변수간 상관관계가 매우 강한 변수들이 모형에 포함되면 다중공선성(multicollinearity) 문제로 인해 유의해야 할 변수들이 유의하지 않게 되는 결과가 도출될 가능성이 높아진다. 상관관계가 강할 경우 추정계수의 표준오차가 커지고, 이것이 추정치의 유의성을 저하시키는 것이다(민인식·최필선, 2012).

[표 3-2]는 다중회귀분석에서 발생할 수 있는 다중공선성 문제를 사전적으로 판별해 보기 위해 독립변수 및 통제변수들 간 상관계수를 구한 결과이다. 분석결과 두 독립변수인 BIS자기자본비율과 고정이하 여신비율의 상관관계가 -0.028로 매우 낮은 것을 알 수 있다. 또 예금자의 의사결정의 주요 지표 중 하나라고 예상하는 예금금리의 경우에도 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율과의 상관관계가 각각 -0.092, -0.171로 매우 낮게 나타났다. 이외에도 변수들 간에 강한 상관성을 보이고 있는 변수는 존재하지 않았으며, 변수의 VIF (Variance Inflation Factor) 수치를 구해 다시 한 번 공선성의 존재를 확인하였다. 일반적으로 VIF가 10보다 크면 다중공선성 문제를 의심해야 하며, $1/VIF$ 는 VIF의 역수이므로 0.1보다 작으면 다중공선성의 문제를 고려해야 한다. 또한, 모형 각 변수들의 VIF가 모두 10보다 작더라도 평균(Mean VIF)이 1보다 상당히 크면 역시 다중공선성의

[표 3-2] 변수들 간의 상관관계 분석결과

변수	BIS자기 자본비율	고정이하 여신비율	예금 금리	담 보 대출비율	ROA	유동성 비 율	예대출	자산	경비율	GDP	시중은행 금 리	주식 수익률	주택 가격	영업 정지
BIS자기 자본비율	1													
고정이하 여신비율	-0.028 (0.271)	1												
예금금리	-0.092 (0.000)	-0.171 (0.000)	1											
담보대출비율	0.043 (0.094)	-0.194 (0.000)	-0.064 (0.013)	1										
ROA	0.222 (0.000)	-0.520 (0.000)	0.167 (0.000)	-0.004 (0.868)	1									
유동성비율	0.242 (0.000)	0.004 (0.890)	-0.042 (0.105)	0.114 (0.000)	0.044 (0.084)	1								
예대출	0.159 (0.000)	0.077 (0.003)	0.151 (0.000)	-0.057 (0.026)	0.058 (0.025)	-0.102 (0.000)	1							
자산	-0.359 (0.000)	-0.066 (0.010)	0.001 (0.961)	0.067 (0.009)	-0.011 (0.663)	0.041 (0.108)	0.079 (0.002)	1						
경비율	0.269 (0.000)	0.046 (0.072)	-0.046 (0.076)	-0.246 (0.000)	0.042 (0.100)	-0.053 (0.039)	-0.081 (0.002)	-0.361 (0.000)	1					
GDP	-0.020 (0.445)	-0.007 (0.775)	-0.351 (0.000)	0.007 (0.802)	0.029 (0.255)	-0.094 (0.000)	0.065 (0.012)	-0.023 (0.373)	-0.048 (0.064)	1				
시중은행 금 리	0.058 (0.024)	-0.124 (0.000)	0.822 (0.000)	-0.034 (0.189)	0.170 (0.000)	0.049 (0.059)	0.121 (0.000)	-0.070 (0.006)	0.045 (0.078)	-0.453 (0.000)	1			
주식수익률	-0.023 (0.378)	-0.003 (0.918)	-0.172 (0.000)	-0.025 (0.337)	0.031 (0.223)	-0.058 (0.024)	0.066 (0.010)	-0.056 (0.029)	-0.065 (0.011)	0.780 (0.000)	-0.298 (0.000)	1		
주택가격	0.011 (0.675)	-0.030 (0.242)	0.120 (0.000)	-0.002 (0.926)	0.103 (0.000)	0.052 (0.042)	0.010 (0.691)	-0.030 (0.242)	-0.006 (0.823)	0.181 (0.000)	0.230 (0.000)	0.060 (0.019)	1	
영업정지	0.021 (0.404)	-0.057 (0.026)	0.378 (0.000)	-0.010 (0.685)	0.053 (0.040)	0.022 (0.391)	0.050 (0.050)	-0.023 (0.369)	-0.003 (0.907)	-0.160 (0.000)	0.386 (0.000)	0.170 (0.000)	-0.094 (0.000)	1

문제를 고려해야 한다(민인식·최필선, 2012).

본 연구에서 채택한 변수의 VIF를 측정한 결과는 [표3-3]과 같다. 측정결과를 보면 모든 변수의 VIF 값이 10보다 훨씬 작으며, $1/VIF$ 값도 0.1보다 모두 큰 것을 알 수 있다. 또한, VIF의 평균도 1보다 상당히 크다고 볼 수 없기 때문에 본 연구에서 추정하고자 하는 모형에 포함된 변수들 간에 다중공선성의 징후는 발견되지 않았다고 할 수 있다.

[표 3-3] 변수의 VIF 값

Variable	VIF	$1/VIF$
BIS자기자본비율	1.54	0.649634
고정이하여신비율	1.52	0.656815
예금금리	3.61	0.276782
담보대출비율	1.17	0.85835
ROA	1.53	0.653114
유동성비율	1.16	0.862418
예대율	1.18	0.846881
자산	1.34	0.744976
경비율	1.31	0.764002
GDP	3.81	0.262554
시중은행금리	4.31	0.23226
주식수익률	3.45	0.289645
주택가격	1.29	0.777081
영업정지	1.56	0.639398
Mean VIF	2.06	

2. 변수의 기초 통계량

분석기간 중 전체예금의 증가율은 평균 5.74%, 최대값 319.36, 최소값은 -70.88로 나타났다. 표준편차는 18.49의 값을 보이고 있다. 5천만원 이하예금의 증가율은 평균 6.64%, 최대값 220.69, 최소값 -67.71, 표준편차는 16.84였다. 5천만원 초과예금의 증가율은 평균 5.28%, 최대값 1507.33, 최소값 -89.41, 표준편차 56.71로 나타났다. 저축은행의 경우 기관 간 예금규모의 차이가 매우 클 뿐만 아니라 당초 예금규모가 작을 경우 작은 변화도 예금증가율에 큰 변화를 초래하기 때문에 최대값과 최소값의 차이가 매우 컸다. 더욱이 5천만원 초과예금의 경우 그 규모가 더욱 작기 때문에 편차도 크게 나타났다. [표 3-4]는 분석기간 중 종속변수인 예금증가율의 기초 통계량을 보여주고 있다.

[표 3-4] 종속변수의 기초 통계량(단위 : %)

변수명		관찰수	최대값	최소값	평균	표준편차
예금 증가율	총예금	1520	319.36	-70.88	5.74	18.49
	5천만원이하	1520	220.69	-67.71	6.64	16.84
	5천만원초과	1520	1507.33	-89.41	5.28	56.71

[표 3-5]는 독립변수인 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율의 기초 통계량을 보여주고 있다. 저축은행의 자본적정성 및 건전성에 큰 차이가 있기 때문에 독립변수도 종속변수와 마찬가지로 저축은행간 큰 차이를 보이고 있다. BIS자기자본비율의 경우 금융당국에서 정한 기준에 미달하는 경우 경영개선명령 등 적기시정조치의 대상이 되기

때문에 적절한 수준으로 관리하고 있다. 금융 당국은 동 비율이 최소 5% 이상을 유지하도록 규율하고 있으며, 기준에 미달할 경우 경영 개선을 위한 적기시정조치를 부과하고 있다. 기초통계량에서 BIS자기 자본비율이 음(-)의 값을 보이는 이유는 정부당국에 의해 적기시정 조치 대상에서 예외로 적용되는 저축은행과 2012년말 이후 영업정지가 이루어진 저축은행이 포함되었기 때문이다.

[표 3-5] 독립변수의 기초 통계량(단위 : %)

변수명	관찰수	최대값	최소값	평균	표준편차
BIS자기자본비율	1520	124.12	-56.78	13.09	12.93
고정이하여신비율	1520	78.08	0.11	11.71	9.21

한편, 두 독립변수의 변화 추이를 보면 2006년부터 2008년까지는 두 지표가 비교적 호전되었으나 2009년부터 다소 악화되고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 최근 들어 고정이하여신비율이 높아지고 있는 것에서 대출심사에 주의를 기울일 필요가 있음을 알 수 있다.

[그림 3-2] 분석대상 저축은행의 BIS자기자본비율 및 고정이하여신비율 추이(단위 : %)



주) 개별 저축은행 비율의 단순평균

저축은행 특성변수의 기술적 통계량의 평균과 최대값 및 최소값이 큰 차이를 보이는 것에서 알 수 있듯이 저축은행간 경영상태는 기관별로 매우 상이하였다. 거시경제변수는 해당 연도에 모든 저축은행이 동일한 값을 갖고 있으며, 영업정지 변수는 영업정지가 일어난 기간은 1, 영업정지가 없었던 기간은 0을 부여하였다.

[표 3-6] 통제변수의 기초 통계량

변수명		관찰수	최대값	최소값	평균	표준편차
저축은행 특성변수	예금금리	1520	8.50	3.00	5.15	0.91
	담보대출비율	1520	100.00	0.55	75.78	18.43
	ROA	1520	25.53	-29.45	0.44	3.11
	유동성비율	1520	964.99	7.05	118.82	81.77
	예대율	1520	278.52	22.49	90.07	17.32
	자산(log)	1520	6.50	4.36	5.34	0.42
	경비율	1520	7.57	0.01	1.56	0.65
거시경제 변수	GDP	1520	4.20	-4.50	1.70	1.83
	시중은행 금리	1520	6.01	3.15	4.05	0.78
	주식수익률	1520	26.52	-24.01	6.11	13.69
	주택가격	1520	1.21	-0.33	0.29	0.35
영업정지		1520	1	0		

제 3 절 자료수집 및 연구방법

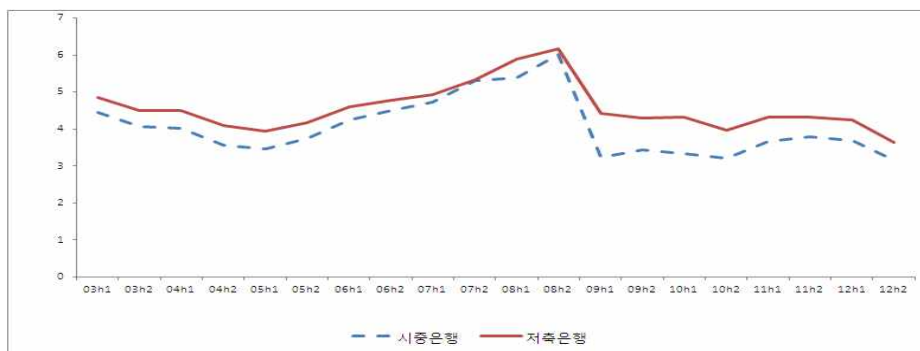
1. 데이터 및 분석기간

본 연구는 저축은행의 건전성 및 위험도를 보여주는 지표를 참고하여 예금자가 예금을 늘리거나 줄임으로써 저축은행의 위험추구 행위를 규율하는 지 여부를 알아보기 위해 시작하였다. 분석대상 저축은행은 2012년 12월말 현재 영업 중인 저축은행으로서 2003년 6월부터 2012년 12월까지 10년간 20개 반기 동안의 데이터가 모두 존재하는 76개 저축은행이며, 분석기간 동안 데이터가 존재하는 경우 2012년 12월 이후 영업정지조치가 취해진 저축은행도 포함하였다. 합리적인 예금자를 가정할 경우 가장 최근의 정보를 활용하여 예금을 조정한다고 가정하는 것이 바람직하며, BIS자기자본비율 등 주요 경영 지표가 반기별로 공시되고 대부분 정기예금으로 운용하기 때문에 극단적인 경우가 아니라면 만기에 맞추어 예금을 조정하는 것이 일반적이기 때문에 반기 기준으로 data를 수집하였다. BIS자기자본비율, 고정이하여신비율 등 개별 저축은행의 재무자료는 저축은행이 금융감독원과 예금보험공사에 정기적으로 보고하는 업무보고서상에 기재된 자료를 사용하였으며 예금보험공사를 통해 확인하였다. 저축은행의 재무자료 이외 기타 통제변수 중 GDP와 시중은행의 예금금리, 주식수익률은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)을 통해 수집하였다. 주택가격 지수는 국민은행의 주택통계자료에서 수집하였다.

분석시작 시점을 2003년으로 선택한 것은 저축은행을 대상으로 이루어진 기존 연구를 참고한 것이며, 2011년의 저축은행 사태를 포함하는 최근의 사건을 반영하고 가능한 풍부한 자료를 포함하기 위해 2012년 말까지로 설정하였다. 또한 예금보험제도와 시장규율의 관계를 규명하기 위해 예금규모를 구분한 분석을 추가하였으며, 시장규율의

여건을 조성하기 위한 정부정책의 효과를 평가하기 위해 시간을 구분한 분석도 함께 실시하였다. 저축은행 경영의 투명성 제고를 위해 재무제표 등에 대한 공시의무와 처벌을 강화한 정부 정책이 효과가 나타나고 있다면 시간이 지날수록 시장규율이 보다 잘 작동하게 된다고 예상할 수 있기 때문이다. 기준시점은 2009년을 전후하여 2003년부터 2008년까지를 전반부, 2009년부터 2012년까지를 후반부로 구분하였다. 2009년을 기준시점으로 설정한 이유는 저축은행을 이용하는 예금자들이 금리와 경제환경 변화에 매우 민감하다는 특성을 반영한 것이다.⁵⁾ [그림 3-3]은 분석기간 중 한국은행에서 발표한 월별 금리 추이를 보여주고 있다. 그림을 보면 2004년부터 상승추세에 있던 금리는 2008년을 지나면서 급격히 하락하는 것을 볼 수 있다. 이에 따라 2009년을 기준으로 시기를 구분하여 분석하고, 주요 변수의 계수 변화를 비교하여 이러한 급격한 금리의 변동과 시장규율이 작동할 수 있는 환경을 만들기 위한 정부 당국의 노력이 어떠한 결과를 도출하였는지 살펴보고자 한다.

[그림 3-3] 분석기간 중 금리 변화 추이(단위 : %)



주) 한국은행 월별 가중평균금리(6개월-1년)의 평균

- 5) 시장조사전문기관 엠브레인트렌드 모니터가 전국 만19세 이상 성인남녀 1,000명을 대상으로 저축은행 이용에 관련한 설문조사를 실시한 결과 저축은행 이용의향자들은 은행 금리보다 상호저축은행의 이자가 조금 더 많고(86%, 중북 응답), '예금자 보호법에 따라 보장이 된다'(68.1%)는 점을 이유로 들었다.

2. 계량모형

(1) 계량모형

본 연구에서는 저축은행 부문에서 예금자에 의한 시장규율이 존재하는 지 여부에 관한 시장규율 가설을 검증하기 위해 종속변수인 예금증가율과 독립변수인 BIS자기자본비율 및 고정이하여신비율과의 관계를 계량적으로 분석하였다. 계량분석을 위해 총 76개 저축은행의 10년(20개 반기)치 데이터로 균형패널(balanced panel)을 구성하였으며, 다음과 같은 다중회귀모형을 설정하였다.

$$Y_{i,t} = \alpha_1 + \mu_i + \beta_1 X_{i,t-1} + \Gamma_1 Z_{i,t} + A_1 B_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$(i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T)$

위 식에서 Y : 종속변수(예금증가율)

μ_i : 은행의 고유특성

X : 독립변수 벡터(BIS자기자본비율, 고정이하여신비율)

Z : 저축은행 특성변수 벡터(예금금리, 담보대출비율, 유동성 비율, 예대율, 자산, 경비율)

B : 거시경제변수 벡터(GDP, 시중은행 금리, 주식수익률, 주택가격)

β, Γ, A : 계수 벡터를 의미한다.

(i 는 저축은행을 의미하며 N 은 균형패널이기 때문에 표본기간 동안 모두 같다. t 및 $t-1$ 은 각각 시간을 의미한다)

예금자에 의한 시장규율이 존재하는 지 여부를 증명하기 위해 다음과 같은 시장규율 가설을 설정하였다.

■ H_0 (귀무가설) : $\beta = 0$

■ H_1 (대립가설) : $\beta \neq 0$

(2) 추정모형

본 연구에서 사용하고 있는 데이터는 패널 구조를 이루고 있으며, 패널 데이터는 횡단면 데이터와 시계열 데이터의 특성을 동시에 가지고 있다. 패널 데이터에 대한 선형회귀모형의 추정은 상수항을 고정되어 있다고 간주하는 지 또는 확률변수로 간주하는 지에 따라 추정방법이 달라진다.⁶⁾ 아래 수식은 패널 개체의 특성을 고려한 선형 회귀모형을 가정하고 있다.

$$y_{i,t} = \alpha + \beta x_{i,t} + u_i + e_{i,t} \quad (2)$$

위 모형은 시간에 따라 변하지 않는 오차항 u_i 와 시간과 패널 개체에 따라 변하는 순수한 오차항인 $e_{i,t}$ 로 구성되어 있다. 고정효과(fixed effect)모형은 $(\alpha + u_i)$ 를 패널 개체별 상수항으로서 고정된 모수(parameter)라고 간주한다. 즉, 상수항이 패널 개체별로 서로 다르고 고정되어 있다고 가정하기 때문에 기울기 모수인 β 는 모든 패널 개체에 대해 동일하지만 상수항 $(\alpha + u_i)$ 는 패널 개체별로 달라진다. 반면, 확률효과(random effect)모형은 오차항 u_i 를 확률변수(random variable)로 간주한다. 따라서 확률효과모형에서는 상수항 $(\alpha + u_i)$ 가 확률분포를 따르는 것으로 가정한다.

고정효과 모형인지 확률효과 모형인지를 판단할 때 일차적으로 중요한 기준은 패널 개체의 특성을 의미하는 u_i 에 대한 추론이다. 패널 개체들이 모집단에서 무작위로 추출된 표본의 개념이라면 오차항 u_i 는 확률분포를 따른다고 가정할 수 있다. 그러나 주어진 패널 개체들이 모집단에서 무작위로 추출된 표본이 아니라 특정 모집단 그 자체라면

6) 민인식·최필선, STATA 패널데이터 분석, 2012

오차항 u_i 는 확률분포를 따른다고 말할 수 없다. 본 연구의 경우 국내 저축은행의 거의 대부분이 포함되는 점을 고려하면 고정효과모형으로 추정하는 것이 직관과 일치한다고 할 수 있으며,⁷⁾ 하우스만 검정 (Hausman test)을 통해 추정 모형 선택을 가설검정 하였다. 하우스만 검정의 귀무가설(H_0)과 대립가설(H_1)은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$H_0 : cov(x_{i,t}, u_i) = 0$$

$$H_1 : cov(x_{i,t}, u_i) \neq 0$$

만약 귀무가설이 맞다면 고정효과와 확률효과의 추정량 모두 일치 추정량이므로 서로 비슷한 값을 갖게 될 것이다. 즉, 체계적 차이가 존재하지 않는다. 그러나 귀무가설이 틀리다면 확률효과 추정량은 일치추정량이 아니므로 일치추정량인 고정효과 추정량과 체계적인 차이가 존재할 것으로 예상할 수 있다. 따라서 귀무가설이 맞다면 확률효과 모형이 더 효율적이고, 귀무가설이 틀리다면 고정효과 모형을 선택한다. 본 연구에서는 분석을 진행하기에 앞서 하우스만 검정을 통해 적절한 추정모형을 검정하는 과정을 거쳤으며, 그 결과 고정효과 모형이 적절한 추정모형으로 채택되었다. 다만, 변수간의 관계를 살펴보기 위해 모든 모형을 함께 제시하였다.

7) 표본이 모집단과 거의 일치하는 경우 고정효과모형을 권하는 Greene(2000)에 따라(박정희(2009) 재인용) 분석에 사용된 76개 저축은행이 2012년 현재 영업 중이면서 분석대상기간 중 모든 자료가 확보된 저축은행을 모두 포함하고 있기 때문에 고정효과모형을 사용할 수 있을 것이다.

제 4 장 실증분석 결과

본 연구는 저축은행부문에서 예금자에 의한 시장규율이 존재하는 여부를 검증함에 있어 예금보험제도가 시장규율에 미치는 영향과 시간이 경과하면서 시장규율이 강화되었는지 여부를 함께 분석하였다. 이번 장에서는 우선 표본기간 전체에 걸쳐 총예금을 대상으로 실시한 검정결과를 기본으로 금액과 기간을 구분한 결과를 제시하고자 한다.

제 1 절 기본 분석(표본기간 전체, 총예금 기준)

기본분석에서는 예금자보호법에서 정하고 있는 보호한도를 기준으로 금액을 구분하지 않고 업무보고서 상 예금잔액 기준으로 계산된 예금 증가율을 종속변수로 하여 2003년부터 2012년까지 표본기간 전체를 대상으로 검증하였다. 분석에 앞서 적절한 추정모형을 선택하기 위한 검정과정을 거쳤다. 우선 개별은행 추정식의 상수항 동일성 여부를 F통계량을 이용하여 검정한 후 은행별 상수항의 차이가 존재한다고 판단될 경우 다시 상수항이 고정된 값을 갖는지 임의의 확률변수를 따르는 지를 검정하였다. 이러한 방법으로 추정한 결과 고정효과모형이 가장 적절한 추정모형으로 나타났다. [표 4-1]은 전체 표본기간에 걸쳐 모든 예금을 대상으로 시장규율의 존재여부를 분석한 결과를 보여주고 있다. 기본분석에 따르면 BIS자기자본비율은 통계적으로 유의하며, 이론적으로 예상한 것과 같은 관계를 보이고 있다. 이는 위험변수인 BIS자기자본비율이 하락하면 예금자가 예금 증가율을 낮추고, 동 변수가 상승하면 예금 증가율을 높인다는 의미로 어느 정도 시장규율이 존재하고 있다고 해석할 수 있을 것이다. 하지만 예금자는 자산규모와 예금금리에 더욱 민감하게 반응하였으며, 시중은행의

[표 4-1] 기본 분석 결과(분석기간 : 2003년~2012년)

변 수	GLS $\hat{\beta}$ /표준편차	고정효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차	확률효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차
상수항	-7.774 (5.124)	34.583* (18.278)	-3.974 (8.656)
BIS자기자본비율	0.074* (0.045)	0.729*** (0.081)	0.254*** (0.043)
고정이하여신비율	-0.140*** (0.041)	-0.038 (0.078)	-0.158*** (0.060)
예금금리	5.167*** (0.523)	5.206*** (1.091)	7.099*** (0.933)
담보대출비율	-0.023 (0.015)	-0.042 (0.039)	-0.076*** (0.026)
ROA	0.116 (0.127)	0.128 (0.197)	0.221 (0.179)
유동성비율	-0.000 (0.004)	0.007 (0.007)	0.006 (0.006)
예대출	0.110*** (0.020)	0.191*** (0.036)	0.072** (0.028)
자산	-2.200*** (0.735)	-12.055*** (3.149)	-2.330* (1.245)
경비율	0.109 (0.442)	0.048 (1.048)	-0.015 (0.787)
GDP	1.200*** (0.244)	0.887* (0.473)	1.120** (0.480)
시중은행금리	-2.731*** (0.636)	-3.942*** (1.289)	-4.496*** (1.195)
주식수익률	-0.071** (0.031)	-0.109* (0.061)	-0.104* (0.061)
주택가격	-2.337*** (0.732)	-2.248 (1.437)	-2.411* (1.461)
영업정지	0.652 (0.648)	1.695 (1.273)	1.254 (1.296)

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

금리에도 매우 민감한 것을 알 수 있다. 예금금리는 1% 수준에서 통계적으로 유의하고 예상과 같은 양(+)의 부호를 보였으며, 상관계수도 5.2로 상당히 높았다. 저축은행예금과 대체재 성격을 갖고 있는 시중은행의 금리에 대한 민감도도 매우 높은 수준으로 시중은행의 금리가 1%p 상승할 때 저축은행의 예금증가율이 3.9%p 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 저축은행의 예금자들이 금리에 민감하게 반응할 것이라는 일반적인 통념이 사실과 가깝다는 것을 보여준다고 할 수 있다. 특이한 점 가운데 하나는 자산규모에 대한 반응이다. 그동안 규모가 큰 저축은행의 영업정지 가능성이 더 낮을 것이라는 기대 때문에 손실 위험을 낮게 인식할 것이라는 예상이 일반적이었다. 실제 Brewer and Mondschen (1994), Park (1995) 등은 TBTF 정책에 의해 보호받고 있는 대형 은행이 비보호예금에 대해 더 낮은 금리를 제시하는 경향이 있다는 것을 보이기도 하였다. 또한, 우리나라 저축은행을 대상으로 시장규모를 분석한 이민환(2006)의 연구에서도 예금자가 규모에 양(+)의 관계를 보인다는 결과를 제시하였다. 그러나 본 연구의 분석 결과는 예금자들이 일반적인 예상과 다르게 반응하고 있음을 보여주고 있다. 예금증가율과 자산규모는 1%수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 가졌으며, 상관계수도 -12.1로 매우 높았다. 이는 저축은행의 자산 확대를 예금자들이 상당히 부정적으로 평가하고 있다는 것을 의미한다. 그 외 저축은행의 특성을 반영한 통제변수 중에는 의미 있는 관계를 보이는 변수는 없었다. 예대율이 5% 수준에서 통계적으로는 유의하였으나 예상과 다른 양(+)의 부호를 보였다. 예대율은 유동성 위험을 나타내는 변수로서 예대율이 높다면 유동성 위기 발생시 예금의 지급 불능 위험이 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 음(-)의 부호를 예상하였지만 예상과 반대 방향의 부호를 보였다. 거시경제 변수 가운데는 주택가격을 제외한 모든 변수가 통계적으로 유의하고 이론적으로 예상한 것과 같은 방향의 부호를 보였다.

제 2 절 예금보험제도와 시장규율

이번 절에서는 예금보험제도가 시장규율의 동기와 유인에 미치는 영향을 분석하였다. 예금보험제도는 소액 예금자를 보호하고 시스템 리스크를 피하기 위한 제도이다. 예금자가 자신들의 자금이 안전하고 언제든지 현금화할 수 있다는 것을 알고 있다면 다른 은행이 부실화될 가능성이 있을 때에도 예금을 굳이 인출하려고 하지 않을 것이다. 결과적으로 예금보험제도는 뱅크런 가능성을 낮출 수 있지만, 이와 동시에 은행을 감시하고자 하는 유인과 시장규율의 강도를 함께 낮출 우려가 있다. 우리나라도 예금보험제도를 시행하고 있으며 금융기관이 예금자에게 예금을 지급하지 못하는 경우 예금자보호법에 의해 5천만원까지 보호해 주고 있다. 따라서 5천만원을 기준으로 유사시에도 모든 예금을 보장받는 소액 예금자와 5천만원을 초과하는 금액에 대해 손실을 입게 되는 고액 예금자를 구분하여 분석함으로써 예금보험제도와 시장규율의 관계를 살펴보았다. 법에서 정하고 있는 기준은 원금과 소정의 이자를 합한 금액으로 저축은행이 영업정지 되는 경우 실제로 보장받게 되는 대상자와 금액이 재무제표상 금액과 다를 수 있지만, 본 연구에서는 재무제표상 잔액을 기준으로 하였다.

1. 5천만원이하 예금자에 의한 시장규율

[표 4-2]는 5천만원이하 소액예금에 대한 분석결과이다. 분석결과 예금자에게 가장 익숙하고 일반적으로 받아들여지고 있는 위험지표인 BIS자기자본비율에 대해 1% 수준에서 양(+)의 유의미한 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이는 BIS자기자본비율이 개선될 때 예금

[표 4-2] 5천만원이하 예금의 분석결과 (분석기간 : 2003년~2012년)

변 수	GLS $\hat{\beta}$ /표준편차	고정효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차	확률효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차
상수항	-9.429* (5.110)	15.474 (16.380)	-4.911 (7.808)
BIS자기자본비율	0.009 (0.036)	0.279*** (0.073)	-0.001 (0.039)
고정이하여신비율	-0.191*** (0.040)	-0.080 (0.070)	-0.211*** (0.054)
예금금리	6.366*** (0.543)	8.167*** (0.978)	8.987*** (0.837)
담보대출비율	-0.009 (0.015)	-0.029 (0.035)	-0.063*** (0.024)
ROA	0.019 (0.120)	0.254 (0.177)	0.265* (0.160)
유동성비율	-0.002 (0.004)	0.019*** (0.006)	0.020*** (0.005)
예대출	0.115*** (0.019)	0.193*** (0.032)	0.098*** (0.025)
자산	-0.963 (0.778)	-8.382*** (2.822)	-2.219** (1.127)
경비율	0.141 (0.434)	0.812 (0.939)	0.243 (0.708)
GDP	1.033*** (0.252)	1.766*** (0.424)	1.932*** (0.428)
시중은행금리	-5.068*** (0.660)	-6.888*** (1.155)	-6.846*** (1.070)
주식수익률	-0.161*** (0.032)	-0.286*** (0.054)	-0.281*** (0.054)
주택가격	-2.350*** (0.750)	-4.748*** (1.288)	-4.985*** (1.304)
영업정지	0.290 (0.665)	1.080 (1.141)	0.785 (1.157)

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

증가율도 상승한다는 것으로 이론적으로 기대하는 부호와도 같은 방향이다. BIS자기자본비율 1%p의 증가는 예금증가율을 약 0.28%p 증가시키는 것으로 나타났으며, 또 다른 위험지표인 고정이하여신비율과는 유의한 관계를 보여주지 않고 있다. 고정이하여신비율에 대해서는 이론적으로 기대하는 관계인 음(-)의 부호가 나타나고 있지만 통계적으로는 유의하지 않았다.

BIS자기자본비율 이외에 개별 저축은행 특성변수 중에서 통계적으로 유의한 관계를 보인 지표는 예금금리와 유동성비율, 예대율 그리고 자산변수였다. 예금금리는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호가 나타나고 있으며, 상관계수가 약 8.2로 예금자가 매우 민감하게 반응하고 있음을 보여준다. 유동성비율은 1% 수준에서 예상했던 양(+)의 부호를 보이고 있으나 상관계수는 0.02로 민감도는 높지 않았다. 예대율과 자산은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으나 사전에 예상하였던 부호와 반대되는 부호를 보여주었다. 저축은행의 자산이 증가하는 경우 영업정지 위험이 낮아 상대적으로 안전하다는 인식이 일반적인 것이라고 판단하여 양(+)의 부호를 예상하였으나 음(-)의 부호를 보였으며, 상관계수가 8.38로 다른 변수에 비해 훨씬 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 이러한 이유는 분석기간 중 발생한 저축은행의 대규모 영업정지 사태 시 대형저축은행의 영업정지 가능성이 오랫동안 언급되었고 실제로 영업정지 조치가 취해짐에 따라 대형 저축은행에 대한 신뢰가 오히려 저하되었기 때문으로 판단된다. 또한 저축은행이 무리하게 자산규모를 확대하는 과정에서 부실이 심화될 수 있다는 우려 때문에 예금자들이 자산 확대를 부정적으로 인식하고 있다고 해석할 수 있을 것이다. 담보대출비율과 ROA, 경비율은 통계적으로 유의하지 않았다. 저축은행 특성변수 이외에 통제변수에 추가된 GDP, 시중은행의 예금금리, 주가수익률, 주택가격 등의 거시경제 변수는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였을 뿐만 아니라

이론적으로 예상하였던 부호와도 모두 일치하였다. GDP는 양(+)의 관계를 보였으며, 시중은행금리와 주식수익률, 주택가격은 모두 음(-)의 관계를 보이고 있어 저축은행의 예금자들이 이들 자산을 대체재로 인식하고 있다는 점을 시사해주고 있다.

표본기간 전체를 대상으로 실시한 분석에 따르면 5천만원이하 예금자는 거래하는 저축은행의 BIS자기자본비율을 고려하고 있으나 금리에 가장 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 저축은행의 예금금리가 1%p 상승할 때 예금증가율은 약 8.2%p 증가하는 것으로 나타나 BIS자기자본비율에 대한 반응과는 비교할 수 없는 높은 수준의 민감도를 보였다. 또한 시중은행의 금리가 1%p 상승하면 저축은행의 예금은 6.9%p 감소하는 것으로 나타났다. 보장한도 이내의 예금을 보유하고 있는 예금자가 금리에 가장 민감하게 반응하면서도 일정부분 시장규율을 행사하는 하는 이유는 영업정지시 발생할 수 있는 기회비용을 고려한 행동으로 해석할 수 있을 것이다. 소액 예금자는 저축은행이 부실화되는 경우에 예금자보호법에 의해 원금을 보장받을 뿐만 아니라 정리방식에 따라서는 당초 약정 금리를 모두 보장받을 수 있어 실질적인 손실이 전혀 발생하지 않을 수 있다. 또한 최근에는 부실저축은행의 정리방식 개선으로 보호한도 이내 예금의 경우 거래정지 없이 정상적인 거래가 가능해 짐에 따라 거래 중단으로 인한 기회비용도 거의 발생하지 않게 된다. 그러나 그동안의 정리사례를 볼 때 소액 예금자의 경우에도 일정기간 거래중단이 불가피 하였으며, 정리방식에 따라 이자 손실이 발생할 우려가 있었다. 이러한 기회비용과 이자손실에 대한 불안감으로 인해 소액 예금자들도 일정부분 시장규율의 동기를 갖게 되었다고 해석할 수 있을 것이다. 다른 한편으로는, 보호한도를 고려하여 예금규모를 결정한다는 것은 비교적 합리적인 의사 결정을 하는 예금자로서 이들은 저축은행의 건전성도 함께 고려하고 있다고 해석할 수 있을 것이다.

2. 5천만원초과 예금자에 의한 시장규율

[표 4-3]은 표본기간 전체에 걸쳐 5천만원 초과 예금을 대상으로 실시한 분석결과를 보여주고 있다. 표에 따르면 모든 독립변수 및 통제변수 중 BIS자기자본비율과 자산규모만이 통계적으로 유의하였을 뿐 다른 변수는 모두 유의하지 않았다. BIS자기자본비율은 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 부호를 보이고 있다. 고정이하여신 비율은 유의하지 않아 고액예금자들이 예금을 결정하는데 있어 중요한 변수가 되지 못하고 있는 것으로 나타났다. 예금금리도 유의하지 않아 역시 중요한 변수가 되지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 고액예금자들이 예금을 확대하거나 인출하는 데 있어서 다른 어떤 변수보다 BIS자기자본비율을 중요한 판단근거로 채택하고 있음을 보여주고 있으며, 5천만원이하 예금자에 비해 상당히 강한 규율을 행사하고 있음을 의미한다고 할 수 있다. 모든 변수 중 가장 민감한 반응을 보인 변수는 자산규모였다. 저축은행의 자산은 1% 수준에서 유의하였으며, 상관계수가 -45.9로 나타났다. 이는 자산이 1단위 증가할 때 예금은 45.9단위가 감소하는 것을 의미하는 것으로 예금자가 매우 민감하게 반응하고 있음을 알 수 있다. 이는 앞에서 설명하였듯이 최근 이루어진 저축은행의 대규모 구조조정의 영향이 큰 것으로 볼 수 있다. 구조조정 과정에서는 대형 저축은행에 대한 영업정지 가능성이 지속적으로 제기되었고, 대형 저축은행이 부동산 PF를 중심으로 외형을 확대한 결과 부동산 경기 침체로 인해 수익성과 건전성에 직접적인 타격을 입게 되었다. 이러한 요인으로 예금자들이 자산 규모 확대를 부정적으로 인식하고 있는 것으로 보인다. 거시경제 변수로 추가된 통제변수는 모두 유의하지 않았다.

[표 4-3] 5천만원초과 예금의 분석결과 (분석기간 : 2003년~2012년)

변 수	GLS $\hat{\beta}$ /표준편차	고정효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차	확률효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차
상수항	32.924*** (12.133)	196.969*** (50.472)	8.312 (23.539)
BIS자기자본비율	0.129 (0.111)	1.638*** (0.223)	0.679*** (0.117)
고정이하여신비율	-0.288*** (0.095)	0.192 (0.214)	-0.052 (0.163)
예금금리	3.666*** (1.150)	3.660 (3.014)	7.217*** (2.538)
담보대출비율	-0.097*** (0.034)	0.063 (0.108)	-0.166** (0.071)
ROA	0.475 (0.303)	-0.625 (0.544)	-0.337 (0.486)
유동성비율	-0.003 (0.008)	0.027 (0.019)	0.010 (0.016)
예대출	0.139*** (0.042)	0.054 (0.099)	-0.073 (0.077)
자산	-11.217*** (1.792)	-45.939*** (8.697)	-5.819* (3.385)
경비율	-1.320 (1.071)	-3.469 (2.894)	-0.653 (2.140)
GDP	2.476*** (0.549)	1.210 (1.306)	1.315 (1.305)
시중은행금리	1.201 (1.427)	0.123 (3.560)	-0.514 (3.250)
주식수익률	0.040 (0.069)	0.120 (0.167)	0.198 (0.166)
주택가격	-4.379*** (1.644)	-2.629 (3.969)	-2.218 (3.972)
영업정지	2.297 (1.450)	3.968 (3.516)	2.588 (3.523)

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3. 예금보험제도와 시장규율의 관계

시장규율의 존재를 검증하는데 있어서 예금금액을 구분하여 분석을 실시한 의도는 유사시 예금의 보장 여부에 따라 시장규율의 동기에 차이가 있을 수 있다는 합리적인 가정에 기초하고 있다. 기준금액을 5천만 원으로 설정한 것은 현행 우리나라의 예금자보호법에서 정하고 있는 기준이 5천만 원이기 때문이다. 각 집단의 분석결과를 비교하여 보여주고 있는 [표 4-4]에서 독립변수 등에 대한 두 집단의 반응이 명확하게 다르다는 것을 알 수 있다. 독립변수 가운데 하나인 BIS자기자본비율에 대해서는 5천만원 이하 예금자와 초과 예금자 모두 통계적으로 유의하고 이론적으로 예상했던 양(+)의 부호를 보였다. 그러나 두 집단 간 민감도에서는 상당한 격차가 존재하였다. 5천만원 이하 소액 예금자들도 저축은행의 위험도에 따라 예금 증가율을 변화시켰으나, 5천만원 초과 고액 예금자의 민감도는 소액 예금자의 민감도보다 8배 가까이 높게 나타났다. 따라서 고액 예금자의 시장규율 행위가 훨씬 강력함을 알 수 있다. 고정이하여신비율은 두 집단 모두 유의하지 않았다. 두 집단 간의 차이는 예금금리에 대한 반응에서도 아주 뚜렷하게 나타났다. 소액 예금자는 예금금리에 아주 민감하게 반응한 반면 고액 예금자에게 예금금리 변수는 유의하지 않았다. 이는 소액 예금자의 경우 건전성보다는 금리에 민감하게 반응한다는 일반적인 통념과도 일치한다고 볼 수 있다. 시중은행 금리에 대한 반응도 마찬가지였다. 5천만원 이하예금자는 통계적으로 유의하며 아주 민감하게 반응하였지만 고액 예금자에게는 유의하지 않았다. 소액 예금자의 경우 시중은행 금리가 1%p 상승할 때 예금 증가율이 6.9%p 하락하였다. 자산규모는 두 집단 모두 통계적으로 유의하며, 같은 방향의 부호를 보였다. 하지만 이론적으로 예상했던 것과 반대방향인 음(-)의 부호가 나타났으며 고액 예금자가 훨씬 민감

[표 4-4] 예금액에 따른 시장규모의 차이 (분석기간 : 2003년~2012년)

변 수	5천만원이하 $\hat{\beta}$ /표준편차	5천만원초과 $\hat{\beta}$ /표준편차
상수항	15.474 (16.380)	196.969*** (50.472)
BIS자기자본비율	0.279*** (0.073)	1.638*** (0.223)
고정이하여신비율	-0.080 (0.070)	0.192 (0.214)
예금금리	8.167*** (0.978)	3.660 (3.014)
담보대출비율	-0.029 (0.035)	0.063 (0.108)
ROA	0.254 (0.177)	-0.625 (0.544)
유동성비율	0.019*** (0.006)	0.027 (0.019)
예대출	0.193*** (0.032)	0.054 (0.099)
자산	-8.382*** (2.822)	-45.939*** (8.697)
경비율	0.812 (0.939)	-3.469 (2.894)
GDP	1.766*** (0.424)	1.210 (1.306)
시중은행금리	-6.888*** (1.155)	0.123 (3.560)
주식수익률	-0.286*** (0.054)	0.120 (0.167)
주택가격	-4.748*** (1.288)	-2.629 (3.969)
영업정지	1.080 (1.141)	3.968 (3.516)

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

주) 고정효과모형 추정결과

하게 반응하였다. 유의하게 나타난 다른 변수에서도 집단 간에 차이를 보이고 있다. 유동성비율은 소액 예금자의 경우 통계적으로 유의하고 이론적으로 예상했던 것과 같은 방향(+)을 보였으나, 고액 예금자에게는 유의하지 않았다. 예대율은 소액 예금자 집단에서만 통계적으로 유의하였지만 예상과 달리 양(+)의 부호가 나타났다. 기타 거시경제 변수인 GDP, 주식수익률, 주택가격 변수는 소액 예금자의 경우 모든 변수가 통계적으로 유의하고 이론적으로 예상한 방향과 일치하였다. 그러나 고액 예금자 집단에서는 모두 유의하지 않았다. 나머지 변수들인 담보대출비율과 ROA, 경비율은 두 집단 모두 유의하지 않았다.

제 3 절 시간에 따른 시장규율의 변화(총예금 기준)

그동안 금융당국은 저축은행의 공시대상을 확대하고 공시의무와 불성실 공시에 대한 제재를 강화하는 정책을 추진하였다. 이러한 정책들은 저축은행 경영의 투명성을 강화하고 시장에 대한 정보 공개를 유도하는 것으로 모두 시장규율이 작동할 수 있는 환경을 조성하기 위한 것이라고 할 수 있다. 따라서 정부의 정책이 효과를 발휘하고 있다면 시간이 경과하면서 시장규율이 강화되었을 것을 기대할 수 있다. 이러한 가정에 기초하여 전체 표본기간을 전반부와 후반부로 나누어 분석을 실시하였다. 전반부는 2003년 상반기부터 2008년 하반기까지, 후반부는 2009년 상반기부터 2012년 하반기까지 해당되며, 금액구분 없이 전체예금의 증가율을 종속변수로 설정하였다.

1. 전반부의 시장규율(총예금 기준)

[표 4-5]는 총예금을 기준으로 전반부(2003년~2008년)의 시장규율의 존재여부를 검증한 분석결과이다. 분석결과 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하고 이론적으로 예상한 방향과 같은 부호를 보임에 따라 시장규율이 존재하고 있다고 해석할 수 있다. BIS자기자본비율이 1%p 상승할 때 예금 증가율을 약 1.34%p 상승시키며, 고정이하여신비율이 1%p 상승할 때 예금 증가율을 약 0.38%p 하락시킨다. 이것의 의미는 BIS자기자본비율이 하락하거나 고정이하여신비율이 상승할 때 예금자가 예금을 인출함으로써 저축은행의 위험추구행위를 규율한다는 의미로 본 연구에서 가설로 설정한 예금자에 의한 시장규율과 정확하게 일치하고 있다. 하지만 예금자가 가장 민감하게 반응하고 있는 변수는 예금금리였다. 예금금리는 1% 수준에서 통계적으로 유의하며 상관계수는 약 5.6으로 나타나 BIS자기자본비율이나 고정이하여신비율의 상관계수에 비해 월등히 높은 값을 보이고 있다. 시중은행 금리에 대한 관계도 통계적으로 유의하고 민감한 반응을 보였다. 시중은행 금리의 상관계수는 약 -4.6으로 예금금리에 이어 두 번째로 민감하게 반응하는 변수로 나타났다. 예금금리와 시중은행 금리에 대한 민감한 반응을 통해 저축은행을 이용하는 예금자들이 금리를 가장 중요한 변수로 고려하고 있음을 확인할 수 있다. 통제변수로 선정한 저축은행 특성변수 가운데 ROA와 예대율이 통계적으로 유의하였으나 두 변수 모두 이론적으로 예상했던 것과 반대 방향의 부호를 보였다. ROA는 손실 위험 감소 변수로서 양(+)의 부호를 예상하였으나 음(-)의 부호가 나타났다. 반대로 위험변수로 선정한 예대율은 양(+)의 부호가 나타났다. 기타 통제변수들은 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

[표 4-5] 전반부의 시장규율(총예금 기준)

변 수	GLS $\hat{\beta}$ /표준편차	고정효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차	확률효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차
상수항	-16.375*** (6.056)	19.785 (36.548)	-14.939 (11.182)
BIS자기자본비율	0.208*** (0.059)	1.340*** (0.123)	0.417*** (0.061)
고정이하여신비율	-0.315*** (0.056)	-0.378*** (0.129)	-0.633*** (0.087)
예금금리	5.233*** (0.686)	5.598*** (1.984)	7.629*** (1.387)
담보대출비율	0.015 (0.019)	0.010 (0.064)	-0.082** (0.033)
ROA	-0.177 (0.198)	-0.774** (0.385)	-0.762** (0.331)
유동성비율	-0.003 (0.005)	0.001 (0.010)	0.001 (0.009)
예대출	0.095*** (0.024)	0.240*** (0.048)	0.030 (0.033)
자산	0.822 (0.961)	-11.780 (7.234)	1.449 (1.802)
경비율	0.662 (0.508)	1.373 (1.496)	0.563 (1.056)
GDP	1.512*** (0.360)	0.396 (0.756)	1.043 (0.768)
시중은행금리	-4.688*** (0.793)	-4.577** (2.263)	-5.497*** (1.660)
주식수익률	-0.155*** (0.051)	-0.048 (0.108)	-0.079 (0.110)
주택가격	-0.874 (0.889)	0.275 (1.942)	0.304 (1.940)
영업정지	0.335 (0.832)	0.851 (1.769)	0.465 (1.812)

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2. 후반부의 시장규율(총예금 기준)

[표 4-6]은 총예금을 기준으로 후반부(2009년~2012년)의 시장규율의 존재여부를 검증한 분석결과이다. 분석결과 본 연구에서 설정하고 있는 정의에 의한 시장규율이 전혀 존재하지 않는 것으로 나타났다. BIS자기자본비율은 통계적으로 유의하지 않았다. 고정이하여신비율은 5% 수준에서 통계적으로는 유의하였으나, 이론적으로 예상했던 것과 반대 방향인 양(+)의 관계를 보였다. 이는 저축은행의 위험에 따라 예금증가율을 변화시킴으로써 저축은행의 위험추구 행위를 규율한다는 개념에 비추어 볼 때 유의하지 않은 결과이다. 예금금리와 담보대출비율, 경비율도 통계적으로 유의하지 않았다. ROA는 통계적으로 유의하고 이론적으로 예상했던 양(+)의 부호를 보였으며, 상관계수도 1.26으로 꽤 민감하게 반응하고 있었다. BIS자기자본비율과 고정이하여신비율과 유의하지 않았던 반면 ROA에 유의한 관계를 보였다는 것은 예금자들이 새로운 지표를 고려하고 있음을 의미한다고 볼 수 있다. 특히 ROA에 대한 예금자의 반응은 자산규모에 대한 반응과 함께 주목할 필요가 있을 것이다. 자산규모는 1% 수준에서 통계적으로 유의하며 107.2라는 높은 상관계수를 보였다. 다만 이론적으로 예상했던 것과 달리 음(-)의 부호가 나타났다. 이는 후반부 들어 저축은행의 자산 확대를 예금자들이 매우 부정적으로 인식하고 있음을 의미하며, ROA에 대한 반응에서 나타나듯이 안정적인 자산관리를 중요하게 여기고 있다고 해석할 수 있을 것이다. 유동성비율은 5% 수준에서 통계적으로 유의하며 예상했던 것과 같은 양(+)의 부호를 보였다. 예대율은 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으나 예상했던 것과 반대 방향의 부호를 보였다. 거시경제 변수 가운데 GDP와 시중은행 금리는 통계적으로 유의하지 않았으며, 주식수익률과 주택가격이 유의하였다. 그러나 주식수익률은 예상했던 것과 반대 방향의 부호를 보였다.

[표 4-6] 후반부의 시장규율(총예금 기준)

변 수	GLS $\hat{\beta}$ /표준편차	고정효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차	확률효과모형 $\hat{\beta}$ /표준편차
상수항	-24.974** (10.637)	498.342*** (60.515)	-36.105* (21.944)
BIS자기자본비율	0.083 (0.070)	-0.027 (0.139)	0.212*** (0.066)
고정이하여신비율	0.062 (0.055)	0.281** (0.119)	0.386*** (0.084)
예금금리	5.109*** (0.807)	2.306 (1.542)	7.561*** (1.474)
담보대출비율	-0.051** (0.026)	0.010 (0.075)	-0.036 (0.050)
ROA	0.352** (0.151)	1.255*** (0.202)	0.974*** (0.197)
유동성비율	0.013** (0.005)	0.024** (0.010)	0.020** (0.009)
예대율	0.134*** (0.035)	0.696*** (0.076)	0.342*** (0.059)
자산	-2.478** (1.018)	-107.174*** (10.020)	-5.098** (1.983)
경비율	-0.603 (0.658)	2.094 (1.551)	0.212 (1.189)
GDP	1.404*** (0.378)	-0.398 (0.723)	0.626 (0.796)
시중은행금리	1.891 (2.262)	3.372 (4.231)	-1.088 (4.827)
주식수익률	0.039 (0.040)	0.157** (0.074)	0.079 (0.085)
주택가격	-14.960*** (2.087)	-6.729* (3.941)	-13.786*** (4.442)
영업정지	4.433*** (1.087)	4.518** (2.044)	3.130 (2.346)

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3. 시간에 따른 시장규율의 변화(총예금기준)

전반부와 후반부로 나누어 각각 시장규율의 존재 여부를 분석한 결과 전반부에는 시장규율이 존재하고 있었으나 후반부에는 전혀 존재하고 있지 않는 것으로 나타났다. [표 4-7]은 시간에 따른 변화를 비교하기 위해 각 기간의 분석결과를 함께 보여주고 있다. 표에서는 예금증가율과 변수의 관계가 시간이 변하면서 달라졌음을 알 수 있다. 예금증가율에 중요한 영향을 미치는 변수인 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율, 예금금리의 경우 전반부에는 모두 통계적으로 유의하고 이론적으로 예상했던 것과 같은 방향의 부호를 보였다. 그러나 후반부에는 세 변수 모두 유의미한 관계를 보여주지 못했다. 담보대출비율과 경비율은 전반부와 후반부에서 모두 유의하지 않았다. 예대율은 전반부와 후반부 모두 통계적으로는 유의하였으나 예상했던 것과 반대 방향의 부호를 보여 예금증가율과 유의미한 관계를 보여주지 못하였다.

후반부 들어 가장 큰 변화를 보인 변수는 ROA와 자산규모였다. ROA의 경우 전반부에는 예상과 반대 방향의 부호를 보였으나 후반부에는 1% 수준에서 유의하며 예상했던 양(+)의 부호를 보였고, 민감도도 훨씬 강해졌다. 높은 ROA는 안정적인 자산관리가 이루어지고 있음을 의미하므로, 예금자가 ROA를 의사결정 기준으로 삼게 되었다는 것은 자산구조에 관심을 갖게 되었다는 것으로 바람직한 변화라고 해석할 수 있다. 자산규모는 1% 수준에서 유의하고 상관계수가 -107.2로 나타났는데, 자산규모가 확대될 때 예금증가율이 급속도로 하락하였음을 알 수 있다. 또한 저축은행의 부실화 가능성이 지속적으로 제기되는 상황에서 예금의 인출이나 신규 가입 시 예금 지급의 가능성에 관심을 갖게 되기 때문에 유동성비율이 유의하게 나타난 것도 자연스런 결과로 볼 수 있을 것이다. 거시경제 변수 중 전반부에 높은 상관관계를 보이던 시중은행의 금리는 후반부에는 유의하지 않았다.

[표 4-7] 시간에 따른 시장규율의 변화 분석(총예금 기준)

변 수	전반부('03년~'08년) $\hat{\beta}$ /표준편차	후반부('09년 ~ '12년) $\hat{\beta}$ /표준편차
상수항	19.785 (36.548)	498.342*** (60.515)
BIS자기자본비율	1.340*** (0.123)	-0.027 (0.139)
고정이하여신비율	-0.378*** (0.129)	0.281** (0.119)
예금금리	5.598*** (1.984)	2.306 (1.542)
담보대출비율	0.010 (0.064)	0.010 (0.075)
ROA	-0.774** (0.385)	1.255*** (0.202)
유동성비율	0.001 (0.010)	0.024** (0.010)
예대출	0.240*** (0.048)	0.696*** (0.076)
자산	-11.780 (7.234)	-107.174*** (10.020)
경비율	1.373 (1.496)	2.094 (1.551)
GDP	0.396 (0.756)	-0.398 (0.723)
시중은행금리	-4.577** (2.263)	3.372 (4.231)
주식수익률	-0.048 (0.108)	0.157** (0.074)
주택가격	0.275 (1.942)	-6.729* (3.941)
영업정지	0.851 (1.769)	4.518** (2.044)

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

주) 고정효과모형 추정결과

제 4 절 추가 분석

앞 절에서는 금액 구분 없이 전체 표본기간을 대상으로 기본적인 분석을 실시한 이후 예금보험제도와 시장규율의 관계를 살펴보기 위해 5천만원 이하예금과 초과예금을 구분하여 각각을 전체 표본기간을 대상으로 분석하였다. 추가로 시간에 따른 시장규율의 변화를 분석하기 위해 표본기간을 전반부와 후반부로 구분하여 검증하였으며, 이 경우 금액을 구분하지 않았다. 이번 절에서는 보호예금자와 보호한도 초과예금자를 구분하여 각각의 예금자의 시장규율 행위의 시간추이를 살펴보고자 한다.

1. 소액예금자의 규율행위의 변화

[표 4-8]은 5천만원이하예금을 대상으로 시간 경과에 따른 시장규율의 작동여부를 살펴본 결과를 보여주고 있다. 2003년부터 2008년까지 전반부의 분석결과를 보면 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율 모두 통계적으로 유의한 관계가 나타나고 있으며, 두 지표 모두 예상한 방향과 같은 부호를 보이고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과로 전반부에 소액예금자에 의한 시장규율이 작동하고 있다고 판단할 수 있다. BIS자기자본비율은 1% 수준에서 양(+)의 관계를 보이고 있으며, 상관계수는 0.56으로 나타났다. 고정이하여신비율 역시 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으며, 예상과 같은 음(-)의 부호를 보이고 있다. 고정이하여신비율의 상관계수는 -0.35로 나타났다. 이것은 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율이 개선되면 예금이 증가하고, 두 비율이 악화되면 예금이 감소한다는 것으로서 시장규율의 작동원리와 일치하고 있다. 또한 두 비율의 상관계수를 비교할 때

예금자는 고정이하여신비율보다 BIS자기자본비율에 더욱 민감하게 반응하고 있음을 알 수 있다. 하지만 두 독립변수에 반응하는 정도는 예금금리에 비할 때 아주 미미한 수준에 그쳤다. 예금금리는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있으며, 민감도도 매우 큰 것으로 나타났다. 예금금리에 대해서는 금리수준이 1%p 상승할 때 약 8.3%p의 예금이 증가한다는 것을 보여주고 있다. 이를 통해 5천만원이하 예금자들의 경우 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율의 변화에 대응하여 예금을 변동시키고 있지만, 예금금리에 훨씬 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 기타 담보대출비율과 ROA, 유동성비율, 자산, 경비율은 통계적으로 유의하지 않았다. 예대율은 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으나 예상과 다른 양(+)의 부호를 보였다. 거시경제변수들은 모두 통계적으로 유의하였으며, 모두 예상했던 것과 같은 방향의 부호를 보였다. GDP는 양(+)의 관계를 보였으며, 저축은행의 예금과 대체재 관계에 있다고 할 수 있는 변수인 시중은행금리와 주식수익률, 주택가격은 모두 음(-)의 관계를 보였다. 한편, 거시경제변수 중에서도 시중은행의 금리에 아주 민감하게 반응하고 있는 것을 알 수 있다. 시중은행 금리 변수의 상관계수는 - 7.6으로 시중은행의 금리가 1%p 상승하면 저축은행의 예금은 7.6%p 감소할 것이라고 예상할 수 있다.

후반부에는 전반부에 1% 수준에서 유의한 관계를 보였던 고정이하여신비율이 더 이상 유의하지 않았으며, BIS자기자본비율의 상관계수도 전반부에는 0.561이었으나 후반부에는 0.269로 절반수준으로 낮아졌다. 유의수준도 전반부 1%수준에서 후반부에서는 10% 수준으로 변화하였다. 예금금리는 1% 수준에서 양(+)의 관계로 여전히 민감하게 반응하였으나, 전반부에 비해서는 민감도가 다소 낮아졌다. ROA와 유동성 비율은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으며, 예상과 같은 양(+)의 관계를 보였다. 하지만 담보대출비율과 예대율은

[표 4-8] 5천만원이하 소액예금자의 시장규율의 변화

변 수	전반부 $\hat{\beta}$ /표준편차	후반부 $\hat{\beta}$ /표준편차	전체기간 $\hat{\beta}$ /표준편차
상수항	-5.545 (30.656)	529.754*** (64.133)	15.474 (16.380)
BIS자기자본비율	0.561*** (0.104)	0.269* (0.147)	0.279*** (0.073)
고정이하여신비율	-0.349*** (0.108)	0.100 (0.126)	-0.080 (0.070)
예금금리	8.791*** (1.664)	5.915*** (1.635)	8.167*** (0.978)
담보대출비율	0.070 (0.054)	-0.224*** (0.080)	-0.029 (0.035)
ROA	-0.415 (0.323)	0.832*** (0.215)	0.254 (0.177)
유동성비율	0.005 (0.008)	0.027*** (0.010)	0.019*** (0.006)
예대출	0.223*** (0.040)	0.399*** (0.080)	0.193*** (0.032)
자산	-6.503 (6.068)	-103.222*** (10.619)	-8.382*** (2.822)
경비율	1.947 (1.254)	3.107* (1.644)	0.812 (0.939)
GDP	1.857*** (0.634)	0.613 (0.767)	1.766*** (0.424)
시중은행금리	-7.648*** (1.899)	-4.646 (4.484)	-6.888*** (1.155)
주식수익률	-0.280*** (0.091)	-0.196** (0.079)	-0.286*** (0.054)
주택가격	-3.885** (1.629)	1.901 (4.176)	-4.748*** (1.288)
영업정지	0.995 (1.484)	3.367 (2.166)	1.080 (1.141)

note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

주) 고정효과모형 추정결과

1% 수준에서 유의하였으나, 예상과 반대 관계가 나타났다. 후반부 분석에서 특이한 점은 자산규모에 대한 민감도가 매우 높아졌다는 사실이다. 자산에 대해서는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으며, 상관계수가 -103.2에 이르고 있다. 이는 저축은행의 자산규모가 커질수록 예금이 급속도로 유출되고 있다는 것을 의미한다. 그동안 많은 저축은행이 부동산 PF 등을 통해 자산규모를 확대하는 전략을 취하였고, 부동산경기가 침체되면서 저축은행의 수익성이 크게 악화되었다. 이러한 과정을 통해 예금자들이 저축은행의 자산확대를 부정적으로 인식하게 되었을 것으로 판단된다. 또한 2011년부터 시작된 저축은행의 대규모 부실사태도 자산에 대한 예금자의 부정적 반응에 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 당시 대형 저축은행의 영업정지 가능성이 지속적으로 제기되고 있었기 때문에 예금자들이 대형 저축은행의 이용을 기피하는 경향이 나타났고 그러한 경향이 분석결과에 반영된 것으로 보여 진다. 경비율도 후반부에 변화가 나타난 변수이다. 전반부에 유의하지 않던 경비율은 후반부에 10% 수준에서 양(+)의 유의한 관계를 나타냈다. 이는 예상했던 것과 같은 부호로서 예금 유치 노력의 강화가 예금 규모 증가로 이어지고 있다고 해석할 수 있을 것이다. 거시경제 통제변수는 전반부와 후반부 사이 큰 차이를 보이고 있다. 전반부에는 모든 변수가 통계적으로 유의하며 예상했던 것과 같은 방향의 변화를 보여주었다. 하지만 후반부에는 주식수익률만 5% 수준에서 유의하였을 뿐 나머지 변수인 GDP, 시중은행 금리, 주택가격은 통계적으로 유의하지 않았다.

그동안 저축은행 경영의 투명성 강화를 위한 정책이 지속적으로 시행되면서 예금자에게 제공되는 정보의 양과 질이 향상되었으며, 언론과 인터넷을 통해 예금자 스스로 취득할 수 있는 정보의 수준도 월등해졌다고 할 수 있다. 이러한 환경에서는 일반적으로 예금자에 의한 시장규율이 보다 원활하게 작동하게 된다고 예상할 수 있을

것이다. 하지만 분석결과는 전체 예금을 대상으로 실시한 분석과 마찬가지로 시장규율이 오히려 약화된 것으로 나타나고 있다. 하지만 비록 후반부에 강도가 크게 약화된 것 하였으나, 모든 예금을 보장받을 수 있는 소액 예금자들 사이에도 시장규율 행위가 존재한다는 사실은 적합한 여건이 조성된다면 시장규율이 원활하게 작동할 수 있다는 것을 기대할 수 있게 해준다.

2. 고액예금자의 규율행위의 변화

앞 절에서 전체 표본기간에 걸쳐 5천만원초과예금자의 시장규율을 분석한 결과에 따르면 고액예금자들은 BIS자기자본비율에 대응하여 시장을 규율하고 있었다. [표 4-9]는 시간에 따른 5천만원초과예금자에 의한 시장규율의 변화에 관한 분석결과를 보여주고 있다. 표를 보면 전반부에는 시장규율이 확실하게 나타나고 있으나 후반부에는 전혀 존재하지 않고 있음을 알 수 있다. 전반부에 BIS자기자본비율은 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으며, 예상과 같이 양(+)의 부호를 보였다. 상관계수는 약 3.2로 저축은행의 BIS자기자본비율이 1%p 하락할 때 고액예금자는 예금증가율을 3.2%p 감소시킴으로써 매우 강력하게 규율하고 있었다. 그러나 또 다른 독립변수인 고정이하여신비율은 전반부와 후반부 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 저축은행의 자산규모는 이전의 분석결과와 같이 고액 예금자들도 매우 부정적으로 반응하는 것으로 나타났다. 전반부와 후반부 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 보였는데, 민감도가 5배 가까이 상승하였다. 이는 후반부로 갈수록 자산규모에 더욱 부정적으로 인식하고 민감하게 반응하였다는 것을 의미하며, 부동산 경기침체에 따른 부동산 PF대출의 부실화를 우려한 예금자의 대응결과로 볼 수 있을 것이다. 후반부 들어 ROA가 유의한 관계를 보였다는 점은 주목할 만하다.

[표 4-9] 5천만원초과 고액예금자의 시장규모의 변화

변 수	전반부 $\hat{\beta}$ /표준편차	후반부 $\hat{\beta}$ /표준편차	전체기간 $\hat{\beta}$ /표준편차
상수항	149.762* (90.589)	965.375*** (232.421)	196.969*** (50.472)
BIS자기자본비율	3.253*** (0.306)	-0.640 (0.534)	1.638*** (0.223)
고정이하여신비율	-0.375 (0.320)	0.358 (0.457)	0.192 (0.214)
예금금리	-1.333 (4.917)	-1.877 (5.924)	3.660 (3.014)
담보대출비율	0.026 (0.158)	0.622** (0.288)	0.063 (0.108)
ROA	-2.840*** (0.954)	1.490* (0.778)	-0.625 (0.544)
유동성비율	0.017 (0.025)	0.067* (0.037)	0.027 (0.019)
예대출	0.239** (0.119)	0.271 (0.292)	0.054 (0.099)
자산	-40.482** (17.931)	-182.771*** (38.483)	-45.939*** (8.697)
경비율	1.786 (3.707)	-8.756 (5.956)	-3.469 (2.894)
GDP	-1.096 (1.874)	1.420 (2.778)	1.210 (1.306)
시중은행금리	2.906 (5.610)	-8.194 (16.251)	0.123 (3.560)
주식수익률	0.285 (0.267)	0.789*** (0.285)	0.120 (0.167)
주택가격	5.471 (4.814)	-24.580 (15.136)	-2.629 (3.969)
영업정지	0.713 (4.385)	5.657 (7.851)	3.968 (3.516)

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

주) 고정효과모형 추정결과

전반부에 통계적으로는 유의하였으나 예상과 달리 음(-)의 부호를 보였던 ROA는 10% 수준에서 양(+)의 관계를 보였다. 이는 그동안 금융기관의 위험도를 평가하는 가장 기본적인 지표로 받아들여지던 BIS자기자본비율의 신뢰 저하에 대비되어, 예금자가 새로운 신호를 고려하고 있다고 해석할 수 있을 것이다. 또한 다른 유의한 변수에 비해 민감도는 약하지만 후반부에 유동성 비율이 유의한 관계를 보이는 것도 예금자가 다양한 신호를 활용하기 위해 노력하고 있다고 평가할 수 있다는 점에의 의미 있다고 할 수 있다. 거시경제 변수는 전반부와 후반부 모두 의미 있는 관계를 보여주지 않고 있다. 한편, [표 4-10]은 지금까지의 분석을 종합적으로 나타내고 있다.

[표 4-10] 시기별·금액별 시장규율의 차이 비교

변 수	전반부			후반부		
	5천이하 $\hat{\beta}/se$	5천초과 $\hat{\beta}/se$	총예금 $\hat{\beta}/se$	5천이하 $\hat{\beta}/se$	5천초과 $\hat{\beta}/se$	총예금 $\hat{\beta}/se$
상수항	-5.545 (30.656)	149.762* (90.589)	19.785 (36.548)	529.754*** (64.133)	965.375*** (232.421)	498.342*** (60.515)
BIS자카자본비율	0.561*** (0.104)	3.253*** (0.306)	1.340*** (0.123)	0.269* (0.147)	-0.640 (0.534)	-0.027 (0.139)
고정자산비율	-0.349*** (0.108)	-0.375 (0.320)	-0.378*** (0.129)	0.100 (0.126)	0.358 (0.457)	0.281** (0.119)
예금금리	8.791*** (1.664)	-1.333 (4.917)	5.598*** (1.984)	5.915*** (1.635)	-1.877 (5.924)	2.306 (1.542)
담보대출비율	0.070 (0.054)	0.026 (0.158)	0.010 (0.064)	-0.224*** (0.080)	0.622** (0.288)	0.010 (0.075)
ROA	-0.415 (0.323)	-2.840*** (0.954)	-0.774** (0.385)	0.832*** (0.215)	1.490* (0.778)	1.255*** (0.202)
유동성비율	0.005 (0.008)	0.017 (0.025)	0.001 (0.010)	0.027*** (0.010)	0.067* (0.037)	0.024** (0.010)
예대출	0.223*** (0.040)	0.239** (0.119)	0.240*** (0.048)	0.399*** (0.080)	0.271 (0.292)	0.696*** (0.076)
자산	-6.503 (6.068)	-40.482** (17.931)	-11.780 (7.234)	-103.222*** (10.619)	-182.771*** (38.483)	-107.174*** (10.020)
경비율	1.947 (1.254)	1.786 (3.707)	1.373 (1.496)	3.107* (1.644)	-8.756 (5.956)	2.094 (1.551)
GDP	1.857*** (0.634)	-1.096 (1.874)	0.396 (0.756)	0.613 (0.767)	1.420 (2.778)	-0.398 (0.723)
시중은행금리	-7.648*** (1.899)	2.906 (5.610)	-4.577** (2.263)	-4.646 (4.484)	-8.194 (16.251)	3.372 (4.231)
주식수익률	-0.280*** (0.091)	0.285 (0.267)	-0.048 (0.108)	-0.196** (0.079)	0.789*** (0.285)	0.157** (0.074)
주택가격	-3.885** (1.629)	5.471 (4.814)	0.275 (1.942)	1.901 (4.176)	-24.580 (15.136)	-6.729* (3.941)
영업정지	0.995 (1.484)	0.713 (4.385)	0.851 (1.769)	3.367 (2.166)	5.657 (7.851)	4.518** (2.044)

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

주) 고정효과모형 추정결과

제 5절 예금자의 규율에 대한 저축은행의 반응

보다 포괄적인 의미에서 시장규율이 작동하고 있는지를 판단하기 위해서는 예금자들의 규율신호에 저축은행이 어떻게 반응하는 지를 분석해 볼 필요가 있을 것이다. 앞에서 추정한 결과에 따르면 저축은행의 위험 지표에 예금자들이 일정부분 시장규율을 수행하고 있는 것을 알 수 있다. 이번 절에서는 예금증가율이 하락할 때 위험지표가 개선되는 지 여부를 검정하고 있다. 추정모형은 선행연구에서 사용한 방식을 원용하여 아래와 같이 설정하였다.

$$\begin{aligned}\Delta X_{i,t} &= \eta_{1i} + \eta_2 \widehat{Y_{i,t-1}} + \epsilon_{1i,t} \quad (3) \\ (\Delta X_{i,t} &= X_{i,t} - X_{i,t-1})\end{aligned}$$

식(3)은 식(1)에서 독립변수 및 통제변수에 의해 설명된 예금증가율($\widehat{Y_{i,t-1}}$)이 다음 기의 위험변수의 변화($\Delta X_{i,t}$)에 어떠한 영향을 미치는 지를 살펴보는 추정모형이다. 추정식의 형태는 예금증가율이 하락하면 저축은행이 위험지표를 개선시키고, 반대로 예금증가율이 상승하면 위험지표를 악화시키는 지 여부를 추정하는 형태이다. 위 회귀식의 추정모형을 선택하기 위해 개별은행 추정식의 상수항 동일성 여부를 F 통계량을 이용하여 검정하였다. 그 결과 검정통계량의 p 값이 약 1.0으로 귀무가설을 기각할 수 없어 OLS 추정을 선택하였다. [표 4-8]은 위 추정식의 분석결과를 보여주고 있다.

분석결과 저축은행은 예금자의 시장규율에 어느 정도 반응하는 것으로 나타났다. BIS자기자본비율의 변화는 전기의 예금증가율과 유의한 음(-)의 관계를 보였다. 그러나 고정이하여신비율은 통계적으로는 유의하였으나 이론적으로 예상한 반대 방향인 음(-)의 부호가

나타났다. BIS자기자본비율과 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 보였다는 의미는 전기의 예금증가율이 낮을수록 다음 기에 BIS자기자본비율의 증가폭을 높인다는 것을 뜻하며, 예금자의 규율 신호에 대해 저축은행이 자기자본 확대 위주로 노력하였음을 보여주고 있다.

[표 4-11] 예금자의 시장규율에 대한 저축은행의 반응

종속변수	예금증가율	상수항	R^2
Δ BIS자기자본비율	-0.0281 ^{***} (0.007)	5.605 ^{**} (2.427)	0.13
Δ 고정이하여신비율	-0.0124 [*] (0.007)	-0.504 (2.352)	0.16

제 5 장 결론 및 논의

제 1절 연구결과 요약 및 시사점

1. 분석결과 요약

본 연구는 저축은행에서 예금자에 의한 시장규율이 존재하는 지 여부를 계량적인 방법으로 검증하였다. 분석과정에서 예금보험제도가 시장규율에 미치는 영향과 시간 경과에 따른 시장규율의 강화 여부를 살펴보기 위해 금액과 기간을 각각 구분하여 분석을 함께 진행하였다.

예금자들이 저축은행의 위험추구 행위를 규율하는 방식으로는 예금의 인출을 통한 방법이 가장 현실적이고 거의 유일한 방법임을 고려하여 예금증가율을 종속변수로 선정하였다. 또한 예금자가 고위험을 추구하는 저축은행을 판별할 수 있는 기준으로는 건전성 지표로 가장 널리 통용되는 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율을 선정하였다. 따라서 본 연구에서는 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율의 변화에 대응하여 예금자가 어떤 방향으로 예금을 변화시키느냐를 판별함으로써 시장규율의 존재여부를 검증하였다. 두 독립변수 이외에 예금증가율에 영향을 미칠 것으로 예상되는 저축은행의 특성변수와 모든 저축은행에 동일한 영향을 미칠 것으로 예상되는 거시경제 변수를 통제하였다. 저축은행 특성을 반영하는 통제변수로 선택한 지표는 저축은행의 예금금리, 담보대출비율, ROA, 유동성비율, 예대율, 자산규모, 경비율 등이며, 거시경제변수는 GDP, 시중은행 금리, 주식수익률, 주택가격 등이다. 또한 영업정지의 영향을 고려하기 위해 저축은행의 영업정지 조치가 취해진 기간에 1, 영업정지 조치가 없었던 기간은 0의 값을 부여하여 더미변수로 통제하였다.

예금보험제도가 시장규율에 미치는 영향을 살펴보기 위해 금액을 기준으로 구분하여 실시한 분석결과 금액에 따라 뚜렷한 차이가 나타났다. 보호한도인 5천만원 이하의 소액 예금자의 경우 BIS자기자본비율을 고려하고 있지만 예금금리에 가장 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 하지만 5천만원 초과액의 고액 예금자는 BIS자기자본비율에 가장 민감하게 반응하고 있으며, 상관계수가 소액예금자의 약 6배에 달하는 것으로 나타났다. 이는 소액 예금자가 저축은행의 위험도 보다는 예금금리를 기준으로 예금의 의사결정을 한다는 것을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 반면, 고정이하여신비율은 두 집단 모두에서 유의하지 않았다. 따라서 예금자는 BIS자기자본비율을 선택 기준으로 삼고 있다는 것을 알 수 있다.

정부 당국이 의도한대로 시장규율이 강화되었는지 여부를 검증하기 위해 전반부(2003년~2008년)와 후반부(2009년~2012년)로 구분하여 분석한 결과 기대와 달리 시장규율이 현저히 약화된 것으로 나타났다. 총예금의 증가율을 종속변수로 설정하여 실시한 분석결과 전반부에는 예금금리에 가장 민감하게 반응하고 있지만, BIS자기자본비율과 고정이하여신비율 모두 통계적으로 유의하고 당초 예상했던 방향과 같은 부호를 보여주고 있어 시장규율이 존재하고 있는 것으로 나타났다. 하지만 후반부에는 BIS자기자본비율은 더 이상 유의하지 않았으며, 고정이하여신비율은 통계적으로 유의하였으나 당초 예상(-)과 다른 양(+)의 부호를 보였다. 5천만원 이하예금과 초과예금을 구분하여 실시한 분석에서도 후반부에 시장규율이 크게 약화되었다.

끝으로, 예금자의 규율행위에 대한 저축은행의 반응을 살펴보았다. 예금자에 의한 시장규율이 작동하고, 궁극적으로 그러한 시장규율이 규제규율을 보완하는 역할을 하기 위해서는 저축은행이 시장의 신호에 반응하여 건전성 제고나 위험을 회피하는 행동이 뒤따라야 할 것이다. 예를 들어 예금증가율 하락이라는 신호가 주어질 때 저축은행은

BIS자기자본비율을 높이거나 고정이하여신비율을 낮춘다면 시장 규율이 원활하게 작동하고 있다고 평가할 수 있을 것이다. 분석결과 저축은행은 예금자의 규율에 일정부분 반응하고 있는 것으로 나타났다. BIS자기자본비율은 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있다. 이는 지난 기($t-1$ 기)에 예금증가율이 하락하였다면 저축은행은 이번 기(t 기)에 BIS자기자본비율의 상승폭을 늘렸다는 것을 의미한다. 그러나 고정이하여신비율은 통계적으로 유의하였으나 예상과 달리 음(-)의 관계를 보이고 있다.

2. 연구의 의의 및 시사점

시장규율의 중요성이 광범위하게 인식되고 있음에도 불구하고 그동안 저축은행을 대상으로 실시된 연구는 극히 제한적이었으며, 분석결과도 서로 상반되는 결과를 제시하고 있다. 본 연구는 저축은행 사태 이후를 포함하는 가장 최근의 자료를 활용함으로써 보다 시의성 있는 분석이 가능하였고, 기존 연구에 비해 다소 정치화된 자료를 기초로 분석을 실시하였다는 점에서 차별화 된다. 더욱이 세부 사항에서 기존 연구들과 다른 결과를 도출함으로써 지속적인 연구의 필요성을 제시하였다는데 의의가 있다. 특히 금액과 기간을 구분하여 실시한 분석을 통해 도출된 결과들은 다음과 같은 정책적 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

전반부에 비교적 뚜렷하게 존재하던 시장규율이 후반부에는 거의 작동하지 않는 것은 저축은행이 공시하고 있는 경영지표와 정부 정책에 대한 신뢰가 크게 훼손되면서 시장규율이 작동할 수 있는 기본 전제조건이 붕괴되었기 때문이라고 판단된다. 표본기간 초기에는 시장규율이 비교적 뚜렷하게 존재하고 있었는데, 이는 저축은행 경영의 투명성과 공시를 통한 정보공개를 강화하고자 하는 정부의

정책 시행과 개별 저축은행의 공시 및 이를 규율하고자 하는 정부의 의지에 대해 예금자의 신뢰가 형성되었기 때문이라고 볼 수 있다. 그러나 영업정지 조치가 취해지는 시점에서 드러난 저축은행의 경영상태가 기존에 공시된 지표와 지나치게 큰 차이가 존재하는 상황이 지속적으로 발생하면서 저축은행의 공시에 대한 신뢰성이 크게 훼손되었다. 또한 저축은행에 대한 금융당국의 정기검사나 특별검사 등 규제 규율에도 불구하고 부실이 사전에 탐지되지 않는 현상이 반복되고 부실원인을 규명하는 과정에서 규제유예와 규제 포획 사례가 드러남으로써 정부의 감독행위 및 정책에 대한 시장의 신뢰가 저하되었다. 이러한 이유로 후반부에는 시장규율이 현저히 약화된 것으로 판단된다. 따라서 시장규율이 작동할 수 있는 여건을 다시 조성하고 시장규율이 규제규율을 보완하여 금융안전망의 역할을 수행하기 위해서는 투명한 경영과 정확하고 적시성 있는 정보공개 의무화, 의무위반에 대한 처벌 강화, 원칙에 입각한 정책 시행 등을 통해 정부당국과 저축은행에 대한 신뢰 재건이 우선되어야 할 것이다.

또한 소액 예금자들은 소액예금자들은 금리에 가장 민감하게 반응하고 있어, 예금보험제도가 시장규율을 약화시킬 수 있는 유인으로 작용한다는 것을 알 수 있다. 이는 그동안의 부실 저축은행 영업정지 사례에서 예금자보호법 상 보호한도 이내 예금은 모두 보호받고 있음을 직접 확인하면서 예금보험제도에 대한 신뢰가 구축되었으나, 역설적이게 이러한 신뢰가 예금자로 하여금 경영위험을 고려하지 않고 높은 금리만을 추구하도록 유인한 것으로 볼 수 있다. 이에 대응한 개선 방안으로는 보호한도 재조정을 통한 예금자의 규율 동기 부여, 저축은행의 위험을 반영하는 차등보험료를 통해 예금보험기구의 선별과 신호 기능 강화 등의 검토가 필요할 것이다. 다만, 전반부 분석에서 소액 예금자들에게서도 시장규율이 나타나고 있다는 점을 올바른 여건만 조성된다면 소액 예금자 사이에서도 일정정도 시장

규모가 존재할 수 있음을 기대할 수 있을 것이다.

저축은행의 자산규모에 대한 예금자의 반응은 저축은행의 경영 활동에 시사하는 점이 크다고 할 수 있다. 그동안 규모가 큰 저축은행은 TBTF 정책에 의해 영업정지의 위험이 적다는 인식이 통용되는 것으로 받아들여졌다. 이전 연구에서도 자산규모가 큰 저축은행의 예금증가율이 높다는 결과가 도출되면서 이러한 인식이 확인되기도 하였다. 그러나 본 연구에서는 모든 분석에서 저축은행의 자산이 증가할 때 예금증가율이 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 저축은행부문에 더 이상 TBTF 정책이 받아들여지지 않고 있으며, 리스크관리가 수반되지 않는 무분별한 자산규모 확대는 저축은행의 수익구조를 악화시킬 뿐 아니라 시장에도 부정적인 인식을 심어줄 수 있음을 의미한다. 따라서 저축은행은 외형확대 보다는 수익구조를 다양화하고 안정적인 수익을 창출할 수 있는 경영이 이루어지도록 노력해야 할 것이다.

끝으로 예금자들은 두 독립변수 가운데 BIS자기자본비율에 훨씬 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 모든 분석에서 BIS자기자본비율이 고정이하여신비율에 비해 통계적으로 유의하고, 이론적으로 예상했던 방향과도 일치하였다. 이는 시장규모의 지표로서 BIS자기자본비율이 훨씬 유용할 수 있음을 의미한다고 볼 수 있다. 따라서 정부 당국은 동 비율의 신뢰성과 정확성 제고를 위한 노력을 기울일 필요가 있을 것이다. 다만, 정부가 정확하고 신뢰성 있는 지표를 공시하는 경우에도 해당 지표에 대한 예금자의 이해가 부족하면 시장규모는 제대로 작동하지 않을 수 있다. 따라서 BIS자기자본비율과 더불어 유용한 지표를 개발하고 지표가 함축하고 있는 의미에 대해 예금자에게 알리고 교육함으로써 시장규모의 작동 환경을 조성할 수 있을 것이다.

제 2 절 연구의 한계 및 제언

본 연구를 통해 선행연구에 비해 비교적 풍부한 자료와 정확성이 담보된 자료를 이용하여 객관적인 분석을 시도하였지만 다음과 같은 한계가 있다. 저축은행을 대상으로 분석한 기존 연구가 극히 제한적이고 본 연구도 초기 연구에 해당하는 만큼 변수 선정 등에 있어서 객관성의 문제가 발생할 여지가 있다. 예를 들어 본 연구에서 위험요인으로 상정하여 통제변수로 선정한 예대율의 경우 너무 높으면 위험요인으로 작용하지만 지나치게 낮은 경우에도 수익성에 악영향을 미쳐 위험요인으로 작용할 수 있다. 또, 저축은행이 보고하고 있는 업무보고서 등을 참고하였음에도 불구하고 일부 지표가 부정확한 값을 가질 가능성을 배제할 수 없다. 당초 저축은행의 보고과정에서 누락되거나 명백하게 부정확한 값이 입력된 경우가 발견되었다. 시간별 분석을 위해 기준으로 선정한 시점 역시 임의적이라는 한계가 있다.⁸⁾

그동안 부실 저축은행의 영업정지 과정에서 드러난 예금자들의 특징 중 하나는 언론보도 등에 상당히 민감하게 반응한다는 점이다. 지난 2011년 대규모 영업정지 시 예금자들의 불안감이 급속도로 확산되면서뱅크런으로 인한 유동성 부족을 이유로 영업정지 조치가 취해진 것이 좋은 사례가 될 수 있다. 따라서 보다 정확한 시장규율의 작동을 규명하기 위해서는 지표로 측정되는 정량변수 이외에 저축은행에 대한 평판(reputation)이나 시장 또는 정부정책에 대한 신뢰도 같은 정성지표를 함께 고려하는 것이 중요하다. 하지만, 본 연구에서는 정성지표를 포함되지 않았다. 이에 대해서는 향후 사례연구

8) 저축은행 사태가 있었던 2011년 이후를 기준으로 전반부와 후반부로 나누어 실시한 분석에서도 2008년을 기준으로 실시한 분석과 결과에서 큰 차이를 보이지는 않았다.

(event study) 등을 통해 정밀한 연구가 필요할 것으로 보인다. 또한 시장규율에 관한 연구를 수행함에 있어 공통적으로 통용할 수 있는 지표 선정이 필요할 것으로 판단된다. 시장규율을 검증하기 위한 독립변수가 다양하고 통일되지 않을 경우 개별 연구에서 채택하는 변수에 따라 관계의 크기와 방향이 달라지고 결과해석에서도 상반되는 결과가 도출될 우려가 있다. 앞으로 보다 다양하고 지속적인 연구를 통해 적합한 지표가 개발되고 통일되면 훨씬 객관적이고 일관성 있는 결과가 도출될 수 있을 것으로 기대한다. 그러한 연구를 통해 개발된 측정 지표는 정책당국이 시장규율이 작동할 수 있는 환경을 조성하는데 유용하게 활용될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

<단행본>

- 민인식·최필선(2008), 「STATA 기초적 이해와 활용」. 한국STATA학회.
_____ (2011), 「STATA 기초통계와 회귀분석」. 한국STATA학회.
_____ (2012), 「STATA 패널데이터 분석」. 한국STATA학회.
Klausner, M. and White, L. J.(1993), *Structural change in banking*,
New York University Salomon Center.

<논문>

- 박정희(2009), “상호저축은행과 예금자에 의한 시장규율”, 「재무관리 연구」, 25(1), 95-125.
박형근(2002), “예금자에 의한 시장규율 분석”, 「경제분석」, 8(2), 81-108.
송홍선(2006), “예금자에 의한 시장규율 연구”, 「금융안정연구」, 7(2), 36-60.
이민환(2006), “상호저축은행에 있어서의 시장규율”, 경제학공동학술대회 발표자료.
전선애(2002), “우리나라 예금자의 시장규율에 관한 연구”, 「증권학회지」, 31, 365-393.
Allen, F. and Herring, R.(2001), "Banking Regulation versus Securities Market Regulation", Financial Institutions Center, Wharton School University of Pennsylvania.
Avery, R.B., Belton, T.M., and Goldberg, M.A.(1988), "Market Discipline in Regulating Bank Risk: New Evidence from the Capital Markets", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.20, NO.4(November 1988).pp597-610.

- Baer, H. and Brewer, E.(1986), "Uninsured Deposit as a Source of Market Discipline: Some New Evidence", *Economic Perspectives*, FRB Chicago, 23-31.
- Baumann, U. and Nier, E.(2003), "Market discipline and financial stability : some empirical evidence", *Financial Stability Review*, June 2003, pp.134-141.
- Berger, A.(1991), "Market discipline in banking", *Proceeding of a conference on bank structure and competition*, Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago, pp.419 - 437.
- Billet, M., Garfinkel, J., and O'Neal, E.(1998), "The cost of market versus regulatory discipline in banking", *Journal of Financial Economics*, Vol. 48 pp.333 - 358.
- Bliss, R.(2003), "Market Discipline: Players, Processes, and Purposes, *"BIS/FRB of Chicago Conference: Market Discipline: The Evidence Across Countries and Industries*.
- Bliss, R. and M. Flannery(2000), "Market Discipline in the Governance of U.S. Bank Holding Companies: Monitoring vs. Influencing," FRB of Chicago, WP2000-03.
- Blum, J.(2002). "Subordinated Debt, Market Discipline, and Banks' Risk Taking", *Journal of Banking & Finance*, Vol.26, No.7, pp.1427-1441.
- Brewer, E. and Lee, C.F.(1986), "How the market judges bank risk", *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Brewer, E. and Mondschen, T.(1994), "An empirical test of the incentive effects of deposit insurance", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 26, pp.146 - 164.
- Bruner, R.F. and Simms, J.M. Jr.(1987), "The International Debt Crisis and Bank Security Returns in 1982", *Journal of*

- Money, Credit and Banking*, Vol.19, NO.1, pp.46-55.
- Calomiris, C.W. and Wilson, B.(2004), "Bank capital and portfolio management: The 1930s "Capital Crunch" and the scramble to shed risk", *Journal of Business*, Vol. 77, pp.421-455.
- Cargill, T.(1989), "CAMEL ratings and the CD market", *Journal of Financial Services Research*, Vol. 3 pp.347-358.
- Cook, D. and Spellman, L.(1994), "Repudiation risk and restitution costs: Toward understanding premiums on insured deposits", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 26 pp.439 - 459.
- Cornell, B. and Shapiro, A.(1986), "The reaction of bank stock prices to the international debt crisis", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 10, pp.55-73.
- Crabbe, L. and Post, A.M.(1994), "The effect of a rating downgrade on outstanding commercial paper", *Journal of Finance*, Vol. 49, pp.39-56.
- Crane, D.B.(1976), "A study of interest rate spreads in the 1974 CD market", *Journal of Bank Research*, Vol. 7, pp.213-224.
- Crockett, A.(2002), "Market Discipline and Financial Stability", *Journal of Banking & Finance*, 26.
- De Ceuster, M. and Masschelein, N.(2003), "Regulating Banks Through Market Discipline: A Survey of the Issues", *Journal of Economic Surveys* 17: 749 - 766.
- Demirgüç-Kunt, A. and Huizina, H.(2004), "Market discipline and deposit insurance", *Journal of Monetary Economics*, Vol.51, pp.375-399.
- Diamond, D.W. and Dybvig, P.H.(1983), "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity", *The Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 3. pp.401-419.
- Flannery, M. J. and Sorin, M. S.(1996), "Evidence of Bank Market

- Discipline in Subordinated Debenture Yields: 1983-1991." *Journal of Finance* 51, pp. 1,347-1,377
- Hannan, T. and Hanweck, G.(1988), "Bank Insolvency Risk and the Market for Large Certificates of Deposits", *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 203-211.
- Kobayashi, A.(2007), "Market discipline by CD holders: Evidence from Japan with a comparison to the US", *International Finance Review*, Vol.8, pp.471-495.
- Park, S.(1995), "Market discipline by depositors: Evidence from reduced-form equations", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 35, pp.497-514.
- Park, S. and Peristiani, S.(1998), "Market discipline by thrift depositors", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 30, pp.347-364.
- Peria, M. and Schmukler, S.L.(2001), "Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crisis", *The Journal of Finance*, LVI(3), 1029-1051.
- Pettway, R.(1980), "Potential Insolvency, Market Efficiency, and Bank Regulation of Large Commercial Banks", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.15, 1, pp. 219-236.
- Randall, R.(1989), "Can the Market Evaluate Asset Quality Exposure in Banks?", *New England Economic Review*, Jul, pp.3-24.
- Santomero, A. M.(1997), "Commercial Bank Risk Management: An Analysis of the Process", *Journal of Financial Services Research* 12(2 - 3): 83-115.
- Stephanou, C.(2010). "Rethinking Market Discipline in Banking : Lessons from the Financial Crisis", *Policy Research Working Paper*, The World Bank.

부 록

[부록 1] 기본분석결과(총예금기준, 분석기간 : 2003년~2012년)

(1) 패널 GLS 모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	-7.77399	5.12357	-1.52	0.129	-17.816 2.268021
BIS자기 자본비율	0.074069	0.044837	1.65	0.099	-.0138094 .1619478
고정이하 여신비율	-0.13995	0.041197	-3.4	0.001	
예금금리	5.166577	0.522572	9.89	0	4.142356 6.190799
담 보 대출비율	-0.02277	0.015148	-1.5	0.133	-.0524616 .0069158
ROA	0.11598	0.127168	0.91	0.362	-.133264 .3652241
유동성비율	-0.00016	0.003503	-0.05	0.963	-.0070284 .0067035
예대율	0.109669	0.019801	5.54	0	.0708596 .1484777
자 산	-2.19963	0.734737	-2.99	0.003	-3.639687 -.7595711
경비율	0.108961	0.442238	0.25	0.805	-.7578085 .9757306
GDP	1.20008	0.24428	4.91	0	.721299 1.67886
시중은행 금 리	-2.7307	0.636155	-4.29	0	-3.977542 -1.483862
주식수익률	-0.07135	0.030812	-2.32	0.021	-.1317393 -.0109573
주택가격	-2.33708	0.731738	-3.19	0.001	-3.771262 -.9029026
영업정지	0.651989	0.647804	1.01	0.314	-.6176838 1.921662

- Number of obs = 1520
- Number of groups = 76
- Time periods = 20
- Wald chi2(14) = 337.04
- Prob > chi2 = 0.0000

(2) 고정효과(FE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
상수항	34.58269	18.27795	1.89	0.059	-1.27177 70.43715
BIS자기 자본비율	0.728858	0.080939	9.01	0.000	0.570087 0.88763
고정이하 여신비율	-0.0381	0.077641	-0.49	0.624	-0.19041 0.114198
예금금리	5.206029	1.091449	4.77	0.000	3.065017 7.347042
담 보 대출비율	-0.04234	0.039042	-1.08	0.278	-0.11893 0.034243
ROA	0.12827	0.19701	0.65	0.515	-0.25819 0.514728
유동성비율	0.006881	0.006773	1.02	0.310	-0.00641 0.020167
예대율	0.190963	0.035837	5.33	0.000	0.120663 0.261262
자 산	-12.0545	3.149484	-3.83	0.000	-18.2326 -5.87642
경비율	0.0476	1.047924	0.05	0.964	-2.00803 2.103232
GDP	0.887009	0.473072	1.87	0.061	-0.04098 1.814998
시중은행 금 리	-3.94173	1.289202	-3.06	0.002	-6.47066 -1.4128
주식수익률	-0.10851	0.060552	-1.79	0.073	-0.22729 0.010269
주택가격	-2.24828	1.43745	-1.56	0.118	-5.06801 0.571461
영업정지	1.694586	1.273233	1.33	0.183	-0.80302 4.192192

F test that all $u_i=0$: $F(75, 1430) = 1.91$ Prob > F = 0.0000

■ R-sq : within = 0.1534
between = 0.0691
overall = 0.0655

■ $F(14, 1430) = 18.51$
■ Prob > F = 0.0000

(3) 확률효과(RE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	-3.97408	8.656094	-0.46	0.646	-20.9397 12.99156
BIS자기 자본비율	0.25366	0.043073	5.89	0.000	0.169239 0.338081
고정이하 여신비율	-0.15809	0.060115	-2.63	0.009	-0.27592 -0.04027
예금금리	7.099029	0.93314	7.61	0.000	5.270108 8.92795
담 보 대출비율	-0.07646	0.026286	-2.91	0.004	-0.12798 -0.02494
ROA	0.221063	0.178783	1.24	0.216	-0.12935 0.571472
유동성비율	0.005818	0.00591	0.98	0.325	-0.00576 0.017402
예대율	0.071741	0.028158	2.55	0.011	0.016553 0.126929
자 산	-2.33025	1.244966	-1.87	0.061	-4.77033 0.109844
경비율	-0.01463	0.787056	-0.02	0.985	-1.55723 1.52797
GDP	1.119589	0.47991	2.33	0.020	0.178982 2.060195
시중은행 금 리	-4.49631	1.195223	-3.76	0.000	-6.83891 -2.15372
주식수익률	-0.10378	0.060898	-1.7	0.088	-0.22314 0.015578
주택가격	-2.41131	1.460525	-1.65	0.099	-5.27389 0.451265
영업정지	1.253589	1.295704	0.97	0.333	-1.28594 3.793123

■ R-sq : within = 0.1139
between = 0.2453
overall = 0.1134

■ Wald chi2(14) = 192.52
■ Prob > chi2 = 0.0000

[부록 2] 5천만원이하 예금의 분석결과(분석기간 : 2003년~2012년)

(1) 패널 GLS 모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	-9.42897	5.109741	-1.85	0.065	-19.4439 0.585941
BIS자기 자본비율	0.008935	0.035688	0.25	0.802	-0.06101 0.078883
고정이하 여신비율	-0.19075	0.039787	-4.79	0.000	-0.26873 -0.11277
예금금리	6.365787	0.542988	11.72	0.000	5.30155 7.430025
담 보 대출비율	-0.00908	0.014795	-0.61	0.539	-0.03808 0.019916
ROA	0.018928	0.119991	0.16	0.875	-0.21625 0.254106
유동성비율	-0.00193	0.003683	-0.52	0.601	-0.00915 0.005291
예대율	0.115373	0.019138	6.03	0.000	0.077862 0.152883
자 산	-0.96322	0.778208	-1.24	0.216	-2.48848 0.562038
경비율	0.140941	0.433692	0.32	0.745	-0.70908 0.990962
GDP	1.033451	0.252096	4.1	0.000	0.539352 1.52755
시중은행 금 리	-5.06772	0.660429	-7.67	0.000	-6.36214 -3.7733
주식수익률	-0.16063	0.03172	-5.06	0.000	-0.2228 -0.09846
주택가격	-2.34986	0.750325	-3.13	0.002	-3.82047 -0.87925
영업정지	0.289719	0.664947	0.44	0.663	-1.01355 1.592991

- Number of obs = 1520
- Number of groups = 76
- Time periods = 20
- Wald chi2(14) = 341.03
- Prob > chi2 = 0.0000

(2) 고정효과(FE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
상수항	15.47428	16.37953	0.94	0.345	-16.6562 47.60477
BIS자기 자본비율	0.278804	0.072532	3.84	0.000	0.136523 0.421085
고정이하 여신비율	-0.079612	0.069577	-1.14	0.253	-0.2161 0.056871
예금금리	8.166765	0.978087	8.35	0.000	6.248125 10.0854
담 보 대출비율	-0.028677	0.034987	-0.82	0.413	-0.09731 0.039954
ROA	0.254339	0.176548	1.44	0.150	-0.09198 0.600659
유동성비율	0.019188	0.00607	3.16	0.002	0.007282 0.031094
예대출	0.192758	0.032115	6.00	0.000	0.129761 0.255756
자 산	-8.381684	2.822368	-2.97	0.003	-13.9181 -2.84526
경비율	0.812444	0.939083	0.87	0.387	-1.02968 2.654571
GDP	1.765766	0.423937	4.17	0.000	0.934161 2.59737
시중은행 금 리	-6.88774	1.155301	-5.96	0.000	-9.15401 -4.62147
주식수익률	-0.28576	0.054262	-5.27	0.000	-0.3922 -0.17932
주택가격	-4.748137	1.288151	-3.69	0.000	-7.27501 -2.22127
영업정지	1.079776	1.140991	0.95	0.344	-1.15842 3.317971

F test that all $u_i=0$: $F(75, 1430) = 1.79$ Prob > F = 0.0000

■ R-sq : within = 0.1483
between = 0.0001
overall = 0.0748

■ $F(14, 1430) = 17.79$
■ Prob > F = 0.0000

(3) 확률효과(RE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	-4.91078	7.807962	-0.63	0.529	-20.2141 10.39255
BIS자기 자본비율	-0.00138	0.038858	-0.04	0.972	-0.07754 0.074781
고정이하 여신비율	-0.21123	0.054015	-3.91	0.000	-0.3171 -0.10537
예금금리	8.986968	0.836593	10.74	0.000	7.347277 10.62666
담 보 대출비율	-0.06297	0.02367	-2.66	0.008	-0.10936 -0.01657
ROA	0.265115	0.160122	1.66	0.098	-0.04872 0.578949
유동성비율	0.020238	0.005292	3.82	0.000	0.009865 0.030611
예대출	0.098226	0.025299	3.88	0.000	0.048641 0.147811
자 산	-2.21891	1.12672	-1.97	0.049	-4.42724 -0.01058
경비율	0.242989	0.707901	0.34	0.731	-1.14447 1.63045
GDP	1.931901	0.428491	4.51	0.000	1.092073 2.771729
시중은행 금 리	-6.8457	1.069617	-6.4	0.000	-8.94211 -4.74929
주식수익률	-0.2813	0.054376	-5.17	0.000	-0.38788 -0.17473
주택가격	-4.98492	1.30398	-3.82	0.000	-7.54067 -2.42917
영업정지	0.785027	1.156756	0.68	0.497	-1.48217 3.052228

■ R-sq : within = 0.1252
between = 0.3801
overall = 0.1467

■ Wald chi2(14) = 257.27
■ Prob > chi2 = 0.0000

[부록 3] 5천만원초과 예금의 분석결과(분석기간 : 2003년~2012년)

(1) 패널 GLS 모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	32.92447	12.13286	2.71	0.007	9.144499 56.70444
BIS자기 자본비율	0.128561	0.110791	1.16	0.246	-0.08859 0.345707
고정이하 여신비율	-0.28846	0.095435	-3.02	0.003	-0.47551 -0.10141
예금금리	3.665692	1.150453	3.19	0.001	1.410845 5.920538
담 보 대출비율	-0.09675	0.033675	-2.87	0.004	-0.16275 -0.03075
ROA	0.474822	0.302914	1.57	0.117	-0.11888 1.068523
유동성비율	-0.00285	0.008417	-0.34	0.735	-0.01935 0.013645
예대율	0.138894	0.042284	3.28	0.001	0.056019 0.221768
자 산	-11.2174	1.792113	-6.26	0.000	-14.7299 -7.7049
경비율	-1.32015	1.07097	-1.23	0.218	-3.41921 0.778917
GDP	2.475715	0.549281	4.51	0.000	1.399144 3.552286
시중은행 금 리	1.200574	1.426602	0.84	0.400	-1.59552 3.996662
주식수익률	0.039985	0.06916	0.58	0.563	-0.09557 0.175535
주택가격	-4.37878	1.643628	-2.66	0.008	-7.60024 -1.15733
영업정지	2.296785	1.449594	1.58	0.113	-0.54437 5.137937

- Number of obs = 1520
- Number of groups = 76
- Time periods = 20
- Wald chi2(14) = 253.59
- Prob > chi2 = 0.0000

(2) 고정효과(FE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
상수항	196.9693	50.47157	3.90	0.000	97.963 295.9755
BIS자기 자본비율	1.637787	0.223499	7.33	0000	1.199366 2.076209
고정이하 여신비율	0.191687	0.214392	0.89	0.371	-0.22887 0.612244
예금금리	3.659913	3.013858	1.21	0.225	-2.25215 9.571971
담 보 대출비율	0.063439	0.107809	0.59	0.556	-0.14804 0.27492
ROA	-0.62512	0.54401	-1.15	0.251	-1.69226 0.442022
유동성비율	0.026844	0.018702	1.44	0.151	-0.00984 0.063531
예대율	0.054004	0.098959	0.55	0.585	-0.14012 0.248123
자 산	-45.9387	8.696788	-5.28	0.000	-62.9986 -28.8789
경비율	-3.46854	2.89367	-1.20	0.231	-9.14483 2.207755
GDP	1.210331	1.30631	0.93	0.354	-1.35216 3.772821
시중은행 금 리	0.122563	3.559922	0.03	0.973	-6.86067 7.105791
주식수익률	0.120283	0.167203	0.72	0.472	-0.20771 0.448273
주택가격	-2.62941	3.969284	-0.66	0.508	-10.4157 5.156834
영업정지	3.968458	3.515827	1.13	0.259	-2.92827 10.86519

F test that all $u_i=0$: $F(75, 1430) = 1.28$ Prob > F = 0.0600

■ R-sq : within = 0.0888
between = 0.1715
overall = 0.0373

■ $F(14, 1430) = 9.95$
■ Prob > F = 0.0000

(3) 확률효과(RE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	8.31188	23.53889	0.35	0.724	-37.8235 54.44726
BIS자기 자본비율	0.678834	0.11713	5.80	0.000	0.449263 0.908404
고정이하 여신비율	-0.0524	0.163473	-0.32	0.749	-0.3728 0.268002
예금금리	7.21712	2.537528	2.84	0.004	2.243656 12.19058
담 보 대출비율	-0.16577	0.071481	-2.32	0.020	-0.30587 -0.02566
ROA	-0.33671	0.486173	-0.69	0.489	-1.28959 0.616171
유동성비율	0.009941	0.016071	0.62	0.536	-0.02156 0.04144
예대출	-0.07282	0.076571	-0.95	0.342	-0.2229 0.077256
자 산	-5.81887	3.38549	-1.72	0.086	-12.4543 0.816571
경비율	-0.65328	2.140274	-0.31	0.760	-4.84814 3.541584
GDP	1.315025	1.305041	1.01	0.314	-1.24281 3.872857
시중은행 금 리	-0.51395	3.250221	-0.16	0.874	-6.88426 5.85637
주식수익률	0.197964	0.165603	1.20	0.232	-0.12661 0.522541
주택가격	-2.21815	3.971668	-0.56	0.577	-10.0025 5.566173
영업정지	2.58792	3.523464	0.73	0.463	-4.31794 9.493783

- R-sq : within = 0.0588
between = 0.2753
overall = 0.0584

- Wald chi2(14) = 93.34
- Prob > chi2 = 0.0000

[부록 4] 전반부(2003년~2008년)의 시장규율(총예금기준)

(1) 패널 GLS 모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	-16.3754	6.056018	-2.70	0.007	-28.245 -4.50583
BIS자기 자본비율	0.208436	0.05903	3.53	0.000	0.09274 0.324133
고정이하 여신비율	-0.31493	0.055555	-5.67	0.000	-0.42382 -0.20605
예금금리	5.232629	0.6856	7.63	0.000	3.888877 6.576381
담 보 대출비율	0.015123	0.018528	0.82	0.414	-0.02119 0.051438
ROA	-0.17731	0.197563	-0.90	0.369	-0.56453 0.209902
유동성비율	-0.00283	0.004994	-0.57	0.570	-0.01262 0.006954
예대율	0.09485	0.024095	3.94	0.000	0.047626 0.142074
자 산	0.822057	0.961255	0.86	0.392	-1.06197 2.706082
경비율	0.66172	0.507787	1.30	0.193	-0.33352 1.656963
GDP	1.511745	0.359708	4.20	0.000	0.80673 2.21676
시중은행 금 리	-4.68847	0.792756	-5.91	0.000	-6.24224 -3.1347
주식수익률	-0.15478	0.051488	-3.01	0.003	-0.2557 -0.05387
주택가격	-0.87425	0.889065	-0.98	0.325	-2.61679 0.868283
영업정지	0.334895	0.831812	0.40	0.687	-1.29543 1.965216

- Number of obs = 912
- Number of groups = 76
- Time periods = 12
- Wald chi2(14) = 219.72
- Prob > chi2 = 0.0000

(2) 고정효과(FE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
상수항	19.78521	36.54794	0.54	0.588	-51.9531 91.52348
BIS자기 자본비율	1.339793	0.12342	10.86	0.000	1.097537 1.582049
고정이하 여신비율	-0.37823	0.129037	-2.93	0.003	-0.63151 -0.12495
예금금리	5.597811	1.983611	2.82	0.005	1.704271 9.491351
담 보 대출비율	0.01016	0.063897	0.16	0.874	-0.11526 0.13558
ROA	-0.77387	0.385065	-2.01	0.045	-1.5297 -0.01805
유동성비율	0.001284	0.010061	0.13	0.898	-0.01846 0.021032
예대율	0.240318	0.048121	4.99	0.000	0.145865 0.334772
자 산	-11.7797	7.234331	-1.63	0.104	-25.9797 2.420205
경비율	1.372536	1.495554	0.92	0.359	-1.56302 4.308091
GDP	0.396356	0.756206	0.52	0.600	-1.08797 1.880678
시중은행 금 리	-4.57739	2.263422	-2.02	0.043	-9.02015 -0.13462
주식수익률	-0.04768	0.107917	-0.44	0.659	-0.25951 0.164147
주택가격	0.274565	1.942007	0.14	0.888	-3.53731 4.086441
영업정지	0.850578	1.769017	0.48	0.631	-2.62175 4.3229

F test that all $u_i=0$: $F(75, 822) = 1.81$ Prob > F = 0.0001

■ R-sq : within = 0.1911
between = 0.0441
overall = 0.0487

■ $F(14, 1430) = 13.87$
■ Prob > F = 0.0000

(3) 확률효과(RE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	-14.9388	11.18153	-1.34	0.182	-36.8542 6.97656
BIS자기 자본비율	0.416808	0.061135	6.82	0.000	0.296986 0.536631
고정이하 여신비율	-0.63327	0.087467	-7.24	0.000	-0.8047 -0.46184
예금금리	7.629009	1.386779	5.50	0.000	4.910971 10.34705
담 보 대출비율	-0.08217	0.033363	-2.46	0.014	-0.14756 -0.01678
ROA	-0.76183	0.330802	-2.30	0.021	-1.41019 -0.11347
유동성비율	0.000982	0.00879	0.11	0.911	-0.01625 0.018211
예대출	0.030134	0.032995	0.91	0.361	-0.03454 0.094803
자 산	1.448559	1.801567	0.80	0.421	-2.08245 4.979566
경비율	0.563269	1.056324	0.53	0.594	-1.50709 2.633625
GDP	1.043245	0.768472	1.36	0.175	-0.46293 2.549422
시중은행 금 리	-5.49728	1.659879	-3.31	0.001	-8.75059 -2.24398
주식수익률	-0.07948	0.110082	-0.72	0.470	-0.29523 0.136282
주택가격	0.304173	1.939758	0.16	0.875	-3.49768 4.106029
영업정지	0.46533	1.811718	0.26	0.797	-3.08557 4.016233

■ R-sq : within = 0.1105
between = 0.4380
overall = 0.1293

■ Wald chi2(14) = 133.18
■ Prob > chi2 = 0.0000

[부록 5] 후반부(2009년~2012년)의 시장규율(총예금기준)

(1) 패널 GLS 모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	-24.974	10.63731	-2.35	0.019	-45.8228 -4.12528
BIS자기 자본비율	0.083235	0.070039	1.19	0.235	-0.05404 0.220509
고정이하 여신비율	0.061618	0.055274	1.11	0.265	-0.04672 0.169952
예금금리	5.109372	0.806819	6.33	0.000	3.528037 6.690707
담 보 대출비율	-0.0513	0.025789	-1.99	0.047	-0.10184 -0.00075
ROA	0.352437	0.151013	2.33	0.020	0.056456 0.648417
유동성비율	0.01299	0.00548	2.37	0.018	0.002249 0.02373
예대출	0.134383	0.034985	3.84	0.000	0.065813 0.202953
자 산	-2.478	1.017783	-2.43	0.015	-4.47282 -0.48318
경비율	-0.60305	0.657868	-0.92	0.359	-1.89245 0.686346
GDP	1.403704	0.378439	3.71	0.000	0.661977 2.145431
시중은행 금 리	1.891228	2.261958	0.84	0.403	-2.54213 6.324583
주식수익률	0.038594	0.039521	0.98	0.329	-0.03887 0.116053
주택가격	-14.9598	2.086607	-7.17	0.000	-19.0495 -10.8702
영업정지	4.433018	1.086957	4.08	0.000	2.30262 6.563415

- Number of obs = 608
- Number of groups = 76
- Time periods = 8
- Wald chi2(14) = 209.26
- Prob > chi2 = 0.0000

(2) 고정효과(FE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
상수항	498.3416	60.51502	8.24	0.000	379.4565 617.2266
BIS자기 자본비율	-0.02734	0.138926	-0.20	0.844	-0.30027 0.245588
고정이하 여신비율	0.280897	0.11901	2.36	0.019	0.047096 0.514697
예금금리	2.305613	1.542475	1.49	0.136	-0.72466 5.335888
담 보 대출비율	0.009742	0.075067	0.13	0.897	-0.13773 0.157215
ROA	1.255093	0.202456	6.20	0.000	0.857358 1.652828
유동성비율	0.024217	0.009632	2.51	0.012	0.005295 0.043138
예대율	0.696477	0.075954	9.17	0.000	0.547261 0.845692
자 산	-107.174	10.01979	-10.7	0.000	-126.858 -87.4896
경비율	2.094017	1.550808	1.35	0.178	-0.95263 5.140664
GDP	-0.3984	0.723281	-0.55	0.582	-1.81933 1.022524
시중은행 금 리	3.372048	4.231181	0.80	0.426	-4.94034 11.68443
주식수익률	0.157232	0.07411	2.12	0.034	0.011639 0.302824
주택가격	-6.72933	3.940862	-1.71	0.088	-14.4714 1.012708
영업정지	4.518239	2.044105	2.21	0.028	0.502484 8.533994

F test that all $u_i=0$: $F(75, 518) = 4.20$ Prob > F = 0.0000

■ R-sq : within = 0.4240
between = 0.0066
overall = 0.0289

■ $F(14, 518) = 27.23$
■ Prob > F = 0.0000

(3) 확률효과(RE)모형의 추정결과

변 수	Coef.	Std Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
상수항	-36.1051	21.94373	-1.65	0.100	-79.1141 6.903777
BIS자기 자본비율	0.212153	0.065528	3.24	0.001	0.083721 0.340585
고정이하 여신비율	0.385914	0.084083	4.59	0.000	0.221115 0.550713
예금금리	7.560866	1.474413	5.13	0.000	4.67107 10.45066
담 보 대출비율	-0.0355	0.049605	-0.72	0.474	-0.13273 0.061721
ROA	0.973691	0.197218	4.94	0.000	0.587151 1.360232
유동성비율	0.01963	0.009372	2.09	0.036	0.001261 0.037999
예대율	0.342493	0.059331	5.77	0.000	0.226208 0.458779
자 산	-5.09764	1.983111	-2.57	0.01	-8.98447 -1.21082
경비율	0.211633	1.189242	0.18	0.859	-2.11924 2.542505
GDP	0.625781	0.795796	0.79	0.432	-0.93395 2.185512
시중은행 금 리	-1.08828	4.827005	-0.23	0.822	-10.549 8.372482
주식수익률	0.079368	0.084838	0.94	0.350	-0.08691 0.245647
주택가격	-13.7858	4.442414	-3.10	0.002	-22.4928 -5.07886
영업정지	3.129725	2.346484	1.33	0.182	-1.4693 7.728749

- R-sq : within = 0.2626
between = 0.1237
overall = 0.1984
- Wald chi2(14) = 156.18
- Prob > chi2 = 0.0000

[부록 6] 5천만원이하 예금자의 시장규율의 변화

(1) 전반부(2003년~2008년)의 시장규율(고정효과(FE)모형의 추정결과)

변 수	Coef.	Std Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
상수항	-5.54527	30.65619	-0.18	0.857	-65.7189 54.62836
BIS자기 자본비율	0.56137	0.103524	5.42	0.000	0.358167 0.764573
고정이하 여신비율	-0.34933	0.108235	-3.23	0.001	-0.56178 -0.13688
예금금리	8.790668	1.663841	5.28	0.000	5.52479 12.05655
담 보 대출비율	0.0699	0.053596	1.30	0.193	-0.0353 0.175101
ROA	-0.41547	0.32299	-1.29	0.199	-1.04945 0.218512
유동성비율	0.005206	0.008439	0.62	0.538	-0.01136 0.02177
예대율	0.222547	0.040363	5.51	0.000	0.14332 0.301774
자 산	-6.5031	6.068113	-1.07	0.284	-18.4139 5.407721
경비율	1.946794	1.254462	1.55	0.121	-0.51553 4.40912
GDP	1.857454	0.634301	2.93	0.004	0.612414 3.102494
시중은행 금 리	-7.64813	1.898545	-4.03	0.000	-11.3747 -3.92156
주식수익률	-0.28028	0.09052	-3.10	0.002	-0.45796 -0.1026
주택가격	-3.88459	1.628943	-2.38	0.017	-7.08197 -0.68721
영업정지	0.994692	1.483841	0.67	0.503	-1.91787 3.907255

F test that all $u_i=0$: $F(75, 822) = 1.82$ Prob > F = 0.0001

■ R-sq : within = 0.1508
between = 0.0003
overall = 0.0404

■ $F(14, 822) = 10.42$
■ Prob > F = 0.0001

(2) 후반부(2009년~2012년)의 시장규율(고정효과(FE)모형의 추정 결과)

변 수	Coef.	Std Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
상수항	529.7535	64.13309	8.26	0.000	403.7606 655.7465
BIS자기 자본비율	0.269496	0.147232	1.83	0.068	-0.01975 0.558742
고정이하 여신비율	0.09959	0.126125	0.79	0.430	-0.14819 0.347369
예금금리	5.915078	1.634696	3.62	0.000	2.703629 9.126527
담 보 대출비율	-0.22362	0.079555	-2.81	0.005	-0.37991 -0.06733
ROA	0.831985	0.21456	3.88	0.000	0.41047 1.2535
유동성비율	0.026972	0.010208	2.64	0.008	0.006919 0.047025
예대율	0.398987	0.080495	4.96	0.000	0.24085 0.557124
자 산	-103.222	10.61886	-9.72	0.000	-124.084 -82.3611
경비율	3.106905	1.643528	1.89	0.059	-0.12189 6.335705
GDP	0.613479	0.766524	0.80	0.424	-0.8924 2.119357
시중은행 금 리	-4.64571	4.484155	-1.04	0.301	-13.4551 4.16366
주식수익률	-0.19553	0.078541	-2.49	0.013	-0.34982 -0.04123
주택가격	1.900567	4.176478	0.46	0.649	-6.30435 10.10549
영업정지	3.366624	2.166318	1.55	0.121	-0.88923 7.622473

F test that all $u_i=0$: $F(75, 518) = 3.33$ Prob > F = 0.0000

■ R-sq : within = 0.3752
between = 0.0013
overall = 0.0127

■ $F(14, 518) = 22.22$
■ Prob > F = 0.0000

[부록 7] 5천만원초과 예금자의 시장규율의 변화

(1) 전반부(2003년~2008년)의 시장규율(고정효과(FE)모형의 추정결과)

변 수	Coef.	Std Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
상수항	149.7616	90.58878	1.65	0.099	-28.051 327.5741
BIS자기 자본비율	3.252758	0.305913	10.63	0.000	2.652296 3.85322
고정이하 여신비율	-0.37499	0.319834	-1.17	0.241	-1.00277 0.252802
예금금리	-1.33292	4.916637	-0.27	0.786	-10.9836 8.317727
담 보 대출비율	0.026481	0.158376	0.17	0.867	-0.28439 0.33735
ROA	-2.84005	0.954433	-2.98	0.003	-4.71346 -0.96663
유동성비율	0.017333	0.024937	0.70	0.487	-0.03162 0.06628
예대율	0.239038	0.119273	2.00	0.045	0.004922 0.473154
자 산	-40.4822	17.93122	-2.26	0.024	-75.6785 -5.28578
경비율	1.786168	3.706925	0.48	0.630	-5.48998 9.06232
GDP	-1.09604	1.874354	-0.58	0.559	-4.77512 2.583046
시중은행 금 리	2.905738	5.610183	0.52	0.605	-8.10623 13.91771
주식수익률	0.284779	0.267487	1.06	0.287	-0.24026 0.809816
주택가격	5.470528	4.813514	1.14	0.256	-3.9777 14.91875
영업정지	0.713146	4.384737	0.16	0.871	-7.89345 9.319745

F test that all $u_i=0$: $F(75, 822) = 1.45$ Prob > F = 0.0093

■ R-sq : within = 0.1571
between = 0.2213
overall = 0.0561

■ $F(14, 822) = 10.94$
■ Prob > F = 0.0000

(2) 후반부(2009년~2012년)의 시장규율(고정효과(FE)모형의 추정 결과)

변 수	Coef.	Std Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
상수항	965.3749	232.4213	4.15	0.000	508.7707 1421.979
BIS자기 자본비율	-0.63981	0.533576	-1.20	0.231	-1.68805 0.408426
고정이하 여신비율	0.357561	0.457082	0.78	0.434	-0.5404 1.255524
예금금리	-1.87672	5.924213	-0.32	0.752	-13.5152 9.761716
담 보 대출비율	0.622036	0.288311	2.16	0.031	0.055633 1.188439
ROA	1.489513	0.777575	1.92	0.056	-0.03808 3.017102
유동성비율	0.066829	0.036992	1.81	0.071	-0.00584 0.139502
예대율	0.271132	0.291718	0.93	0.353	-0.30196 0.844229
자 산	-182.771	38.48323	-4.75	0.000	-258.373 -107.169
경비율	-8.75618	5.956221	-1.47	0.142	-20.4575 2.945138
GDP	1.419588	2.777919	0.51	0.610	-4.03778 6.876961
시중은행 금 리	-8.19419	16.25078	-0.50	0.614	-40.1197 23.73136
주식수익률	0.789185	0.284635	2.77	0.006	0.230004 1.348365
주택가격	-24.5796	15.13575	-1.62	0.105	-54.3146 5.155429
영업정지	5.656649	7.850836	0.72	0.472	-9.76674 21.08004

F test that all $u_i=0$: $F(75, 518) = 1.10$ Prob > F = 0.2844

- R-sq : within = 0.1433
between = 0.0337
overall = 0.0206
- $F(14, 518) = 6.19$
- Prob > F = 0.0000

[부록 8] 하우스만 검정(Hausman test) 결과

(1) 총예금(분석기간 : 2003년 ~ 2012년)

변 수	----Coefficients----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
BIS자기 자본비율	0.728858	0.25366	0.475198	0.068526
고정이하 여신비율	-0.0381	-0.15809	0.119991	0.049135
예금금리	5.206029	7.099029	-1.893	0.566136
담 보 대출비율	-0.04234	-0.07646	0.034119	0.028868
ROA	0.12827	0.221063	-0.09279	0.082761
유동성비율	0.006881	0.005818	0.001062	0.003309
예대출	0.190963	0.071741	0.119221	0.022169
자 산	-12.0545	-2.33025	-9.72428	2.892976
경비율	0.0476	-0.01463	0.06223	0.691873
GDP	0.887009	1.119589	-0.23258	-
시중은행 금 리	-3.94173	-4.49631	0.554581	0.483203
주식수익률	-0.10851	-0.10378	-0.00473	-
주택가격	-2.24828	-2.41131	0.163035	-
영업정지	1.694586	1.253589	0.440997	-

· b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

· B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\text{chi2}(14) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 114.43\end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

(2) 총예금(분석기간 : 2003년 ~ 2008년)

변 수	----Coefficients----			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
BIS자기 자본비율	1.339793	0.416808	0.922985	0.107215
고정이하 여신비율	-0.37823	-0.63327	0.255043	0.094869
예금금리	5.597811	7.629009	-2.0312	1.418294
담 보 대출비율	0.01016	-0.08217	0.092333	0.054495
ROA	-0.77387	-0.76183	-0.01204	0.197092
유동성비율	0.001284	0.000982	0.000302	0.004894
예대출	0.240318	0.030134	0.210184	0.035027
자 산	-11.7797	1.448559	-13.2283	7.006418
경비율	1.372536	0.563269	0.809267	1.058708
GDP	0.396356	1.043245	-0.64689	-
시중은행 금 리	-4.57739	-5.49728	0.919897	1.538791
주식수익률	-0.04768	-0.07948	0.031796	-
주택가격	0.274565	0.304173	-0.02961	0.09342
영업정지	0.850578	0.46533	0.385248	-

· b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

· B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(14) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 106.98$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

(3) 총예금(분석기간 : 2009년 ~ 2012년)

변 수	----Coefficients----			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
BIS자기 자본비율	-0.02734	0.212153	-0.23949	0.122501
고정이하 여신비율	0.280897	0.385914	-0.10502	0.084222
예금금리	2.305613	7.560866	-5.25525	0.453139
담 보 대출비율	0.009742	-0.0355	0.045244	0.056342
ROA	1.255093	0.973691	0.281402	0.045753
유동성비율	0.024217	0.01963	0.004587	0.002221
예대출	0.696477	0.342493	0.353983	0.047423
자 산	-107.174	-5.09764	-102.076	9.821587
경비율	2.094017	0.211633	1.882384	0.995344
GDP	-0.3984	0.625781	-1.02418	-
시중은행 금 리	3.372048	-1.08828	4.460322	-
주식수익률	0.157232	0.079368	0.077864	-
주택가격	-6.72933	-13.7858	7.056503	-
영업정지	4.518239	3.129725	1.388514	-

· b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

· B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\text{chi2}(14) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 96.09\end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

(4) 5천만원 이하예금(분석기간 : 2003년~2012년)

변 수	----Coefficients----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
BIS자기	0.278804	-0.00138	0.280183	0.061245
자본비율				
고정이하	-0.07961	-0.21123	0.131621	0.043855
여신비율				
예금금리	8.166765	8.986968	-0.8202	0.506722
담 보				
대출비율	-0.02868	-0.06297	0.034288	0.025765
ROA	0.254339	0.265115	-0.01078	0.074363
유동성비율	0.019188	0.020238	-0.00105	0.002971
예대출	0.192758	0.098226	0.094532	0.019782
자 산	-8.38168	-2.21891	-6.16277	2.587713
경비율	0.812444	0.242989	0.569455	0.617051
GDP	1.765766	1.931901	-0.16614	-
시중은행				
금 리	-6.88774	-6.8457	-0.04204	0.436622
주식수익률	-0.28576	-0.2813	-0.00445	-
주택가격	-4.74814	-4.98492	0.236781	-
영업정지	1.079776	0.785027	0.294749	-

· b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

· B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(14) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 71.43$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

(5) 5천만원 이하예금(분석기간 : 2003년~2008년)

변 수	----Coefficients----			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
BIS자기 자본비율	0.56137	0.116198	0.445172	0.088626
고정이하 여신비율	-0.34933	-0.55568	0.206345	0.077093
예금금리	8.790668	8.758326	0.032342	1.154774
담 보 대출비율	0.0699	-0.02794	0.097843	0.044836
ROA	-0.41547	-0.58482	0.169346	0.157918
유동성비율	0.005206	0.006129	-0.00092	0.00399
예대출	0.222547	0.092416	0.13013	0.028466
자 산	-6.5031	1.150023	-7.65312	5.848755
경비율	1.946794	0.166683	1.780111	0.855372
GDP	1.857454	2.192116	-0.33466	-
시중은행 금 리	-7.64813	-7.23931	-0.40881	1.268415
주식수익률	-0.28028	-0.29984	0.019558	-
주택가격	-3.88459	-4.21109	0.326503	0.187685
영업정지	0.994692	0.979948	0.014744	-

· b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

· B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(14) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 57.81
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

(6) 5천만원 이하예금(분석기간 : 2009년~2012년)

변 수	----Coefficients----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
BIS자기 자본비율	0.269496	0.048259	0.221237	0.132779
고정이하 여신비율	0.09959	0.163506	-0.06392	0.094519
예금금리	5.915078	10.47538	-4.5603	0.668323
담 보 대출비율	-0.22362	-0.13131	-0.09231	0.062907
ROA	0.831985	0.853572	-0.02159	0.079461
유동성비율	0.026972	0.043567	-0.0166	0.003806
예대출	0.398987	0.213333	0.185654	0.055007
자 산	-103.222	-4.84802	-98.3744	10.44531
경비율	3.106905	0.315584	2.791322	1.148329
GDP	0.613479	1.182129	-0.56865	-
시중은행 금 리	-4.64571	-6.86237	2.21666	-
주식수익률	-0.19553	-0.24017	0.044642	-
주택가격	1.900567	-6.81262	8.713189	-
영업정지	3.366624	1.682445	1.684179	-

· b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

· B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(13) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 179.80$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

(7) 5천만원 초과예금(분석기간 : 2003년~2012년)

변 수	----Coefficients----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
BIS자기 자본비율	1.637787	0.678834	0.958954	0.190348
고정이하 여신비율	0.191687	-0.0524	0.244086	0.13871
예금금리	3.659913	7.21712	-3.55721	1.626128
담 보 대출비율	0.063439	-0.16577	0.229205	0.080704
ROA	-0.62512	-0.33671	-0.28841	0.244096
유동성비율	0.026844	0.009941	0.016903	0.009566
예대출	0.054004	-0.07282	0.126824	0.062688
자 산	-45.9387	-5.81887	-40.1199	8.010778
경비율	-3.46854	-0.65328	-2.81526	1.947448
GDP	1.210331	1.315025	-0.10469	0.057577
시중은행 금 리	0.122563	-0.51395	0.636508	1.452277
주식수익률	0.120283	0.197964	-0.07768	0.023074
주택가격	-2.62941	-2.21815	-0.41126	-
영업정지	3.968458	2.58792	1.380538	-

· b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

· B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\text{chi2}(14) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 62.02\end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

(8) 5천만원 초과예금(분석기간 : 2003년~2008년)

변 수	----Coefficients----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
BIS자기 자본비율	3.252758	1.177292	2.075466	0.266954
고정이하 여신비율	-0.37499	-0.84861	0.473624	0.237929
예금금리	-1.33292	5.399703	-6.73262	3.562219
담 보 대출비율	0.026481	-0.19682	0.223304	0.135781
ROA	-2.84005	-2.26287	-0.57718	0.50744
유동성비율	0.017333	0.002123	0.01521	0.012667
예대출	0.239038	-0.14564	0.384677	0.087893
자 산	-40.4822	7.405007	-47.8872	17.3824
경비율	1.786168	3.414518	-1.62835	2.660507
GDP	-1.09604	0.015259	-1.1113	-
시중은행 금 리	2.905738	-2.24859	5.154333	3.875796
주식수익률	0.284779	0.258234	0.026545	-
주택가격	5.470528	7.078423	-1.6079	0.837617
영업정지	0.713146	-0.44963	1.162777	-

· b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

· B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(14) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 79.89$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

(9) 5천만원 초과예금(분석기간 : 2009년~2012년)

변 수	----Coefficients----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
BIS자기 자본비율	-0.63981	0.286622	-0.92643	0.496737
고정이하 여신비율	0.357561	0.692335	-0.33477	0.375381
예금금리	-1.87672	6.806687	-8.68341	3.559058
담 보 대출비율	0.622036	0.060045	0.561991	0.245907
ROA	1.489513	0.628109	0.861403	0.45302
유동성비율	0.066829	0.035878	0.030951	0.02159
예대출	0.271132	0.058623	0.212509	0.22719
자 산	-182.771	-10.3542	-172.417	38.04009
경비율	-8.75618	-3.06853	-5.68765	4.702503
GDP	1.419588	2.959328	-1.53974	0.895526
시중은행 금 리	-8.19419	-17.7819	9.58768	2.485308
주식수익률	0.789185	0.723227	0.065958	0.035401
주택가격	-24.5796	-32.8487	8.269141	3.206026
영업정지	5.656649	4.626374	1.030276	0.738149

· b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

· B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(14) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 36.91$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0008$$

(V_b-V_B is not positive definite)

Abstract

A Study on the Market Discipline by Depositors in Korean Mutual Savings Banks

Kim Jin-taek

Graduate School of Public Administration

Master of Public Administration

Seoul National University

The importance of market discipline as a supplement to regulatory discipline has been recognised more importantly by policy makers with limit exposure of effectiveness and side effects of traditional regulatory discipline. Accordingly, market discipline has been concerned in many countries and Korean government has conducted many policies to consolidate the role of market discipline. The main objective of this study is to make an empirical analysis of whether or not a market discipline of depositors exists in Korean mutual savings banking sector. The presence of market discipline in MSBs was verified through the analysis whether depositors would change the growth rate of deposits in response to the BIS capital

adequacy ratio and NPL ratio or not. The subjects of this analysis are 76 MSBs which were in business at the end of 2012 and had all data since 2003, and balanced panel data set is constructed with 20 half-yearly data for the 2003 to 2012 period. In addition to the independent variables, BIS capital adequacy ratio and NPL ratio, some variables expected to affect the dependent variable, deposit growth rate, were controlled. In detail, investigations on the relation between deposit insurance system and market discipline and whether market discipline has been strengthened or not over time were conducted.

According to the overall results of the analysis, market discipline based on BIS ratio was found for total deposits during the whole sample period in MSBs. But, deposit growth rate was much more sensitive to deposit rates and total assets. NPL ratio was not statistically significant. In the analysis on the relation between deposit insurance system and market discipline, the intensity of market discipline was very different whether deposits were guaranteed or not. Insured deposits responded to deposit rates very sensitively. But uninsured deposits responded to BIS ratio much more sensitively compare to insured deposits, deposit rates was not statistically significant. The result of the analysis on change of market discipline over time showed that the intensity of market discipline sharply weakened recently. In the first part, both BIS ratio and NPL ratio were statistically significant and same relation with theoretical expectation, but in the latter part, market discipline never existed. In addition, MSBs responded to the signal depositors made some extent. In the case of fall of the deposit growth rate in last point-in-time, BIS ratio improved a little at this

time. NPL ratio was statistically significant but showed adverse relation with theoretical expectation.

Notable results of this study are like those market discipline has noticeable difference with the size of deposits and passage of time and depositors estimated the further growth in assets very negatively. These results suggest that deposit insurance system blunts the market discipline, government policies to create an environment for market discipline don't work, and growth in assets without risk management is accepted negatively by market participants. These results present some messages. First, it is necessary to re-establish the reliability of government policies and disclosures of MSBs. Second, it is necessary to build primary condition like disclosure of information and enhancing transparency of MSBs, and to prohibit excessive regulation tolerance. And intensive regulatory discipline should be used if need be. Third, rational review on the adjustment of deposit insurance coverage or risk based deposit insurance premiums is necessary for deposit insurance system not to undermine the motivation and incentive for market discipline. Finally, MSBs should try to diversify revenue structure and stable profits rather than external expansion. In addition, if objective indicators were chosen through further continuous study, those indicators might be useful for policy makers and market players.

keywords : market discipline, deposit growth rate, BIS capital adequacy ratio, NPL ratio, deposit insurance system

Student Number : 2012-21983